

# Foreldrepraksiser og barns sosioemosjonelle atferd i Norge og Kina

Martin Larsen Ørnfjord



Hovedoppgave ved Psykologisk Institutt

UNIVERSITETET I OSLO

20.10.15

© Martin Larsen Ørnfjord

År: 2015

Tittel: Foreldrepraksiser og barns sosioemosjonelle atferd i Norge og Kina

Forfatter: Martin Larsen Ørnfjord

<http://www.duo.uio.no/>

Trykk: Reprosentralen, Universitetet i Oslo

# Sammendrag

**Forfatter:** Martin Larsen Ørnfjord

**Tittel:** Foreldrepraksiser og barns sosioemosjonelle atferd i Norge og Kina

**Hovedveileder:** Stephen von Tetzchner

**Biveileder:** Ane-Marthe Solheim Skar

---

**Bakgrunn:** Kultur påvirker målsetningene foreldrene har for sine barn, hvilke midler foreldrene bruker for at barna skal nå disse målene og følgelig barnas sosioemosjonelle atferd. I denne oppgaven sammenliknes norske og kinesiske foreldres oppdragelsesstiler og oppfatninger av barns sosioemosjonelle egenskaper. Mens norske foreldre og barn tilnærmet er utelatt fra det krysskulturelle feltet, har kinesiske foreldre og barn hovedsakelig vært sammenliknet med nordamerikanere. Med nyere studier som viser en unik norsk sosialiseringssagenda og at Kinas sosioøkonomiske utvikling endrer målsetningene kinesiske foreldre har for sine barn, er hensikten med denne oppgaven å utvide kunnskapen om hvordan kulturelle faktorer manifesterer seg i foreldreatferd og barns egenskaper.

**Metode:** Data for det norske utvalget ble opprinnelig samlet inn til en evalueringsstudie av foreldreveiledningsprogrammet ICDP, mens data for det kinesiske utvalget ble innhentet av samarbeidspartnere ved Peking Universitetet som et grunnlag for en krysskulturell sammenlikning. Norske og kinesiske foreldre besvarte spørreskjema om tre foreldrepraksiser (*Ros*, *Elaborering* og *Emosjonell kommunikasjon*), samt vurderte sitt barns *prososiale atferd*, *emosjonelle uttrykk* og *uoppmerksomhet/rastløshet*. Med strukturell likningsmodellering ble det laget delvis ekvivalente målemodeller. Latente gjennomsnitt og latente korrelasjoner ble sammenliknet.

**Resultater:** Analysene viste ingen forskjeller i bruk av *Ros* og *Elaborering*, men kinesiske foreldre rapporterte mindre *Emosjonell kommunikasjon*. Kinesiske foreldre vurderte barna som mindre prososiale og mer uoppmerksomme/rastløse og emosjonelle enn norske foreldre.

**Diskusjon:** Resultatene indikerer at foreldrepraksiser som er antatt å være mest brukt blant foreldre i individualistiske kulturer anvendes i tilsvarende grad av kollektivistiske kinesiske foreldre. Foreldrenes oppfatning av barnas sosioemosjonelle egenskaper strider delvis med kulturelle idealer og sosialiseringsmål for barns utvikling.

# Abstract

**Author:** Martin Larsen Ørnfjord

**Title:** Parenting practices and children's socioemotional behaviour in Norway and China

**Principal supervisor:** Stephen von Tetzchner (Professor)

**Secondary supervisor:** Ane-Marthe Solheim Skar (PhD)

---

**Background:** Culture influences parenting practices and children's socioemotional behaviour. In this study, Norwegian and Chinese parents' parenting practices and how they perceive their children's socioemotional characteristics are compared. Whereas Chinese parents and children in most cross-cultural investigations have been compared to their North-American counterparts, Norwegian parents' parenting practices and the behaviour of their children remains nearly excluded from the cross-cultural field. Because recent research shows a unique Norwegian socialization agenda, an inclusion of parents and children from Norway may extend existing knowledge on how socio-cultural factors mediate parenting and children's development. Additionally, with a rapid economic development, Chinese parents use different strategies to raise well-adjust children compared to only a decade ago.

**Method:** Data for the Norwegian sample was originally collected by an evaluation study of the parenting programme ICDP, whereas data for the Chinese sample was gathered by collaborative partners at the University of Peking as a basis for cross-cultural comparisons. Norwegian and Chinese parents completed a questionnaire on three parenting practices (*Praise, Elaboration and Emotional communication*) and evaluated their children's *prosocial behaviour, emotional expressivity and inattention/restlessness*. Structural equation modelling was used to develop partial equivalent measurement models. Latent means and latent correlations were compared.

**Results:** There were no latent mean differences in *Praise* and *Elaboration* between the groups, but Chinese parents reported less *Emotional communication* with their children. Chinese parents rated their children as less prosocial, but more inattentive/restless and more emotional than those of Norwegian parents.

**Discussion:** The results indicate that parenting practices that are assumed to be endorsed more by parents in individualistic cultures are used to the same extent by collectivistic

Chinese parents. How parents perceive their children's qualities is partially contrary to cultural ideals and goals for children's development.

# Forord

Det er mange som fortjener en stor takk for sitt bidrag til denne oppgaven. Takk til hovedveileder Stephen von Tetzchner for god veiledning, datamateriale og støtte gjennom hele skriveprosessen. Takk til Ane-Marthe Solheim Skar for konstruktive tilbakemeldinger på diverse utkast. Takk til Nikolai Czajkowski for hjelp med testing av målingsinvarians. Du ble en reddende engel sist sommer da jeg innså at krysskulturelle sammenlikninger forutsetter analyser utover det som var dekket på profesjonsstudiets kurs i statistikk og metode. Også hjertelig takk til Anne-Marie Halberg og Espen Røysamb for statistisk veiledning og råd. Takk til samarbeidspartnere ved Universitetet i Beijing. Takk til mor, Tone Ørnfjord, for korrekturlesing, oppmuntring og påminnelser om at det er lov å ta seg en pause av og til. Takk til Mari Kvam. Takk til Johnson, farsan, kusine Caroline for fine kaffepauser og øvrig familie. Big thanks to Elaine for back-translating the questionnaires.

Siden mitt utvekslingsopphold i Hong Kong har jeg vært spesielt interessert i kinesisk kultur. Det var derfor en gledelig overraskelse da jeg trappet opp på kontoret til hovedveileder for å spørre om han hadde tilgjengelig materiale for en hovedoppgave, hvorpå svaret var at han var i påvente av data fra Universitetet i Beijing. Hele prosessen – fra utvikling av hypoteser til å drøfte resultatene - har vært både spennende og krevende. Spesielt utfordrende har dataanalysene vært, og jeg forsøker derfor gjennom oppgaven å være så tydelig som mulig på alle valg jeg har tatt og dilemmaer jeg har stått overfor. Med krysskulturell forskning blir man ikke bare kjent med en ny kultur, men nettopp gjennom å se sin egen kultur opp mot en annen, blir man kanskje bedre enn på noen annen måte kjent med seg selv. Jeg håper noe av denne fasinasjonen for den krysskulturelle tilnærming til psykologisk forskning skinner igjennom i oppgaven og at leseren etter siste side deler noe av denne entusiasmen.

Martin Larsen Ørnfjord

Oslo, oktober 2015

# Innholdsfortegnelse

Innledning.....	1
Sosialiseringsmål.....	2
Sosialiseringsmål i Kina.....	3
Foreldrepraksiser – midlene mot målene .....	4
Ros.....	5
Elaborering .....	6
Emosjonell kommunikasjon .....	8
Foreldres oppfatning av barns sosiale og emosjonelle atferd .....	10
Emosjonelle uttrykk .....	11
Uoppmerksomhet/rastløshet.....	12
Prososial atferd.....	13
Norge – individualisme og felleskapstankegang.....	15
Metode.....	17
Deltakere og rekruttering .....	17
Materiale.....	19
Foreldrepraksiser.....	19
Sosioemosjonell atferd .....	20
Statistiske analyser .....	21
Valg av analyse .....	21
Ekvivalens .....	21
Analysestrategi .....	22
Tilpasningsstatistikker.....	23
Preliminære analyser .....	24
Manglende data .....	24
Multivariat normalitet .....	25
Eksplorerende faktoranalyse .....	27
Resultater.....	28
Foreldrepraksiser.....	28
Baselinemodell .....	28
Strukturell og metrisk ekvivalens.....	28
Skalar ekvivalens.....	31

Latente gjennomsnittsforskjeller .....	31
Sosioemosjonell atferd .....	32
Baselinemodeller .....	32
Strukturell og metrisk ekvivalens .....	33
Skalar ekvivalens .....	33
Forskjeller i sosioemosjonell atferd hos norske og kinesiske barn .....	35
Latente faktorkorrelasjoner .....	36
Diskusjon .....	38
Foreldrepraksiser .....	38
Ros og Elaborering .....	38
Emosjonell kommunikasjon .....	39
Barnas sosioemosjonelle atferd .....	40
Prososial atferd og uoppmerksomhet/rastløshet .....	40
Emosjonelle uttrykk .....	42
Målemodeller .....	43
Veien videre .....	45
Litteraturliste .....	47
Vedlegg .....	57
Vedlegg A: Målemodeller .....	57
Vedlegg B: Univariat normalitet .....	59
Vedlegg C: Eksplorerende faktoranalyse .....	61
Vedlegg D: Observerte skårer .....	63
Vedlegg E: Effekstørrelser .....	63



# Innledning

Barn utvikler sosiale og emosjonelle egenskaper i samspillet med omgivelsene (Sameroff, 2009). Tidlig i barnets liv er foreldrene den viktigste faktoren i omgivelsene for barnets sosioemosjonelle utvikling (Russel, 2011). De fleste foreldre forsøker å styre utviklingen i overensstemmelse med sosiale, økonomiske, kulturelle, politiske og religiøse samfunnsforhold for at barnet skal kunne tilegne seg de egenskapene som kreves for å bli en aktiv deltaker i samfunnet (Bond & Lun, 2014; Kvello, 2008). Samfunnsforholdene setter således agendaen for sosialiseringen. Både målsetningene foreldrene har for sine barn og de midlene de bruker og anser som mest effektive for at barna skal nå disse, influeres av sosioøkonomiske faktorer (Darling & Steinberg, 1993; Greenfield, Keller, Fuligni, & Maynard, 2003; Wu et al., 2002). Foreldrene vurderer igjen egen suksess med oppdragelsen ved å sammenlikne barnas egenskaper opp mot samfunnsmessige og kulturelt betingende standarder (Chen & French, 2008). Med den betydelige variasjonen i erfaringer barn i ulike kulturer har med sine foreldre (og andre i omgivelsene), vil det allerede i tidlig alder på tvers av samfunn være forskjeller i egenskapene barna besitter (Luo, Tamis-LeMonda, & Song, 2013).

I denne oppgaven sammenliknes norske og kinesiske foreldres oppdragelsesmidler og deres vurdering av sine barns sosioemosjonelle egenskaper. Formålet med oppgaven er å bidra til mer kunnskap om hvordan samfunnsforhold påvirker og manifesterer seg i foreldreatferd og foreldres oppfatninger av sine barn. Likheter og forskjeller mellom foreldre og barn i ulike kulturer kan vise hva som er henholdsvis universell og kulturell unik menneskelig utvikling, og således gir krysskulturelle sammenlikninger en bredere forståelse av hvordan og hvorfor mennesker endrer seg eller forblir like gjennom livsløpet (Gardiner & Kosmitzki, 2011).

Mens norske foreldre og barn tilnærmet er utelatt fra det krysskulturelle feltet, har kinesiske foreldre og barn hovedsakelig vært sammenliknet med nordamerikanere. Med nyere studier som viser en unik norsk sosialiseringsagenda (Bond & Lun, 2014), er det behov for å inkludere norske foreldre og barn for mer helhetlig kunnskap om hvordan sosiokulturelle faktorer påvirker foreldreatferd og barns egenskaper. I tillegg uttrykker kinesiske foreldre i takt med Kinas sosioøkonomiske utvikling nødvendigheten av å bruke andre midler for å oppdra velfungerende barn nå enn tidligere og søker også å utvikle andre kvaliteter i barna sammenliknet med bare ett tiår tilbake (Way et al., 2013). Følgelig er det et kontinuerlig behov for mer empiri for et mer komplett bilde av hvordan kultur påvirker utvikling. Dette søker denne oppgaven å bidra til.

Oppgaven starter med å beskrive målsetningene dagens kinesiske foreldre har for sine barn. Deretter følger en gjennomgang av hvordan målsetningene skaper forskjeller mellom kinesiske og vestlige foreldres oppdragelsesstiler og vurderinger av barns sosioemosjonelle atferd. Til slutt beskrives unike elementer ved norsk kultur som danner grunnlaget for at å inkludere norske foreldre og barn i en krysskulturell sammenlikning vil kunne gi mer kunnskap om hvordan kultur påvirker oppdragelse og barns sosioemosjonelle utvikling.

## **Sosialiseringsmål**

Et utgangspunkt for å forstå hvordan foreldre behandler og oppfatter barna sine er sosialiseringsmålene. Sosialiseringsmål kan defineres som egenskapene foreldrene ønsker å utvikle i sine barn. Målsetningene varierer med sosioøkonomiske og politiske samfunnsforhold, kultur og religion (Bond & Lun, 2014).

Kulturdimensjonen individualisme-kollektivism (I-K) (Triandis, 1993) er en mye brukt tilnærming innen krysskulturell forskning for å beskrive sosialiseringsmål i et land (se for eksempel Tulviste, Mizera, De Geer & Tryggvason, 2007). I beskrivelser av sosialiseringsmål forstås I-K dimensjonen vanligvis som kategorisk; kulturen er enten individualistisk eller kollektivistisk (Greenfield et al., 2003). I individualistiske kulturer sosialiseres barnet mot uavhengighet, selvhevdelse, autonomi, kreativitet og curiositet, mens i kollektivistiske kulturer vektlegges sosialiseringsmål som ansvar, harmoni, ærlighet, høflighet, respekt for eldre og lojalitet til familien (Greenfield et al., 2003). Arnett (1995) betegner sosialiseringen i individualistiske kulturer som en bred sosialiseringsform fordi individualistiske verdier, slik som uavhengighet og selvhevdelse, tilrettelegger for flere veier for menneskers utvikling. Det er altså flere valgmuligheter. Til sammenlikning er det mindre variasjon mellom individer i kollektivistiske kulturer, hvor konformitet og lydighet er sosialiseringsmål med høy verdi (Arnett, 1995).

USA og de fleste europeiske land betraktes som individualistiske kulturer, mens latinamerikanske og østasiatiske land typisk klassifiseres som kollektivistiske. Imidlertid er det betydelig variasjon i sosialiseringsmål innen individualistiske og kollektivistiske samfunn (Bond & Lun, 2014; Keller et al., 2006). Derfor er det flere som argumenterer for at sosialiseringsmål utledet fra kun to kategorier ikke er tilstrekkelig for å beskrive aspirasjonene foreldre i hvert enkelt land har for sine barn (Harkness, Super, & Tijen, 2000; Tulviste et al., 2007), noe som dagens Kina særskilt illustrerer. I Kina samvirker «gamle» og «nye»

kulturelle krefter og skaper en unik kinesisk sosialiseringsagenda (Kagitcibasi, 2005; Luo et al., 2013). Som et kollektivistisk ytterpunkt, er for eksempel kinesiske foreldres sosialiseringsagenda ulik fra den dagsorden foreldre i mer moderate kollektivistiske kulturer har for sine barn (Keller et al., 2006). Samtidig er det også særegenheter ved kinesisk kultur og samfunn som ikke fanges opp av den universelle I-K dimensjonen. For å beskrive et mer helhetlig bilde av målsetningene foreldrene i Kina har for sine barn, behøves derfor flere perspektiver. Dette utdypes i påfølgende avsnitt.

## Sosialiseringsmål i Kina

Luo et al. (2013) starter med konfutsianismens fem grunnleggende dyder for å beskrive sosialiseringsmål for kinesiske barn. Konfutsianismen, som er en etisk-filosofisk grunnpilar i kinesisk kultur, betoner humanitet (ren), etikette (li), klokskap (zhi), pålitelighet (xin) og rettferdighet (yi) som de etiske og moralske dydene for menneskets livsførsel. Foreldrene begynner allerede fra barnets første leveår å legge byggsteinene for disse dydene i sosialiseringen av barnet mot seks mål. Disse målene er utledet fra de fem konfutsianske kardinaldydene og er som følger: kunnskap, sosiale normer, moderasjon, selvbeherskelse, ærbødighet mot foreldre og harmoniske relasjoner (Luo et al., 2013). Flere av målene, slik som harmoniske relasjoner og ærbødighet mot foreldrene, synes å overlappe med sosialiseringsmål felles for kollektivistiske kulturer, mens kunnskap og moderasjon er mer spesifikke for Kina sammenliknet med andre gruppeorienterte samfunn.

Sosialiseringsmålet *kunnskap* handler både om den faktiske kunnskapen barnet har ervervet, men også prosessen der barnet tilegner seg denne kunnskapen (Luo et al., 2013). For kinesiske mødre er barnets akademiske prestasjoner særdeles viktig, da deres anseelse avhenger av det barnet utretter (Ng, Pomerantz, & Deng, 2014). Deres fokus på læringsprosessen understrekes ved at kinesiske foreldre mener akademisk suksess først og fremst avhenger av innsats og flid. Medfødte egenskaper, slik som intelligens, er av mindre betydning (Kinlaw, Kurtz-Costes, & Goldman-Fraser, 2001). *Moderasjon* er også relatert til akademisk fremgang. Moderasjon viser blant annet til at barnet ikke skal ta i mot komplimenter med stolthet eller fremstå selvsikkert (Wu et al., 2002). Det er en generell oppfatning at å nedtone egne prestasjoner øker motivasjonen til å forbedre seg (Luo et al., 2013). I tillegg omfatter moderasjon inhibisjon av emosjonelle og atferdsmessige uttrykk som kan virke støtende på andre og gjøre at man skiller seg ut fra gruppen (Chen, 2010). For ikke

å bryte sosiale konvensjoner, er det derfor viktig at barnet lærer seg å kontrollere affektive reaksjoner fra tidlig alder (Cheah & Rubin, 2003).

Kina gjennomgår en rivende økonomisk utvikling, som i tillegg til de konfutsianske verdiene, har en betydelig påvirkning på den kinesiske sosialiseringssagendaen. Bruttonasjonalproduktet har siden moderniseringen av planøkonomien i 1978 årlig vokst med 8,2 prosent (Næverdahl, 2014). Det gjør Kina til en av verdens raskest voksende og største økonomier (BBC, 2015). Kanskje for å mestre utfordringene en slik vekst innebærer er kinesiske foreldre nå opptatt av at barnet utvikler «individualistiske» egenskaper slik som autonomi og selvtilit mer enn relasjoner, respekt og lydighet (Chuang & Su, 2009; Keller et al., 2006). Selv om veksttallene for kinesisk økonomi samlet sett er høye, har veksten vært betraktelig større i storbyene enn på landsbygda (Næverdahl, 2014). I samsvar med dette finner man at foreldre i urbane områder er mer opptatt av barnets selvstendighetsutvikling enn rurale foreldre (Chen & Li, 2012). I en kvalitativ analyse av foreldreideologier hos mødre til 13-åringer i storbyen Nanjing ”understreket de betydningen av å fostre barnets autonomi og ikke tvinge barnet sitt til noe” (Way et al., 2013, p. 64). De oppfordrer barnet til å ta sine egne beslutninger, være selvhevdende og å ta vare på seg selv (Way et al., 2013).

Likevel betyr ikke sosialiseringen mot autonomi og uavhengighet at verdien av gjensidig avhengige familierelasjoner forsvinner. Med økonomisk vekst kan begge egenskapene fremdyrkes, da barnet tjener en emosjonell funksjon i familien heller enn å betraktes som arbeidskraft og foreldrenes forsørgere i alderdommen (Kagitcibasi, 2005). Oppsummert kan man altså si at dagens kinesiske foreldre forsøker å sosialisere barnet både mot et autonomt og relasjonelt selv (Fong, 2007; Wang & Tamis-LeMonda, 2003).

## **Foreldrepraksiser – midlene mot målene**

Foreldre forsøker å styre sitt barns utvikling mot sosialiseringsmålene (Greenfield et al., 2003). De midlene foreldrene bruker for at barnet skal nå disse målene, betegnes som foreldrepraksiser (Kvelling, 2008). Foreldrepraksisene har altså et spesifikt innhold (midlene) og forstås som det konkrete foreldrene gjør for at barnet skal nå sosialiseringsmålene. Eksempler på foreldrepraksiser og mangfoldet i disse er praksisene *skam*, *resonnering* og *fysisk avstraffelse* (Wu et al., 2002). Flere studier viser at hvilke praksiser foreldre bruker og

anser som effektive, henger sammen med kulturelle verdier og sosialiseringsmål (Chea & Rubin, 2003; Keller et. al, 2006).

Mye av kunnskapen om hvilke foreldrepraksiser kinesiske foreldre betrakter som hensiktsmessige er ervervet ved å sammenlikne midlene kinesiske foreldre bruker med strategiene nordamerikanske foreldre anvender i sosialiseringen av sine barn. Amerikansk kultur betraktes gjerne som svært individualistisk, og ved å sammenlikne kulturelle ytterpunkter som Kina og USA, er det dokumentert betydelige forskjeller i bruk av diverse foreldrepraksiser. Kinesiske og amerikanske foreldres bruk av praksisene *ros*, *elaborering* og *emosjonell kommunikasjon* har især vært gjenstand for sammenlikninger og beskrives i påfølgende avsnitt mer i detalj.

## Ros

*Ros* kan defineres som foreldres positive evalueringer av barnets handlinger, prestasjoner eller egenskaper hvor foreldrene anser at standardene for evalueringene er valide (Henderlong & Lepper, 2002). Ros kan være en effektiv praksis i sosialiseringen mot individualistiske sosialiseringsmål slik som uavhengighet, fordi det gir barnet en følelse av kompetanse og mestringstro. Det gir også barnet en opplevelse av autonomi ved at barnet erfarer hvordan det selv kan påvirke responser fra omgivelsene. For å understøtte barnets selvstendighetsutvikling bruker amerikanske foreldre hyppig ros (Junefelt & Tulviste, 1997). De roser især barnet for selvinitiert atferd; det barnet gjør ut av egen motivasjon (Wang, Wiley, & Chiu, 2008). Det kan for eksempel være å gi barnet positive tilbakemeldinger for en selvinitiert prososial handling (e.g. barnet rydder av bordet uoppfordret).

Til sammenlikning kan det å rose barnet være uhensiktsmessig i forhold til flere kinesiske sosialiseringsmål. For det første oppfattes ros som kontrært til sosialiseringsmålet *kunnskap* fordi det kan føre til høy selvfølelse som reduserer barnets motivasjon til å forbedre seg. Derfor nedtoner heller kinesiske foreldre gode skoleprestasjoner og påpeker det barnet ikke mestrer for å motivere til økt innsats og persistens (Ng, Pomerantz, & Lam, 2007). For det andre kan økt selvfølelse være skadelig for barnets villighet til å ta i mot korreksjoner fra voksne (Miller, Wang, Sandel, & Cho, 2002), noe som igjen er uforenlig med sosialiseringsmål som *lydighet* og *harmoniske relasjoner*.

I en nylig studie argumenterer imidlertid Wang et al. (2008) for at ros faktisk kan tjene barnets selvstendighetsutvikling og evne til å skape harmoniske relasjoner. Dette henger sammen med at kinesiske barn definerer seg selv i stor grad som relasjonelle individer. Et kinesisk barn opplever seg ikke som uavhengig av andre, men som et individ i relasjon, slik at når foreldrene og andre er fornøyde, gir dette barnet selv større glede og tilfredshet. Barnet er med andre ord indre motivert til å imøtekomme foreldrenes forventninger. Det betyr at ros kan komme i sammenheng med direktiver og krav til ønskelig atferd uten å være kontrært til barnets uavhengighetsutvikling. «Du er en flink gutt, så dekk på bordet,» underminerer ikke følelsen av autonomi. Barnet opplever autonomi ved at det selv bidrar til å styrke relasjonen ved å adlyde foreldrenes oppfordring. Kinesiske foreldre bruker derfor ros i forkant av barnets atferd for å kommunisere forventninger. Fra et vestlig perspektiv fratar denne typen ros barnet valg i situasjonen og strider med en målsetning om å fremme et autonomt individ (Wang et al., 2008).

Imidlertid er det ulike syn innen individualistiske kulturer på hvor mye ros av barn som er formålstjenlig for deres uavhengighetsutvikling. For eksempel i en sammenlikning av amerikanske og svenske mødre under en puslespilloppgave sammen med sine 2-åringer, brukte amerikanske mødre betydelig mer ros enn de svenske. Amerikanske barn fikk mest ros selv om kun fåtallet av barna fullførte oppgaven. Dette i motsetning til svenske barn, hvor alle bortsett fra ett barn klarte puslespillet. De amerikanske mødrene var mer entusiastiske i tilbakemeldingene både under og etter at puslespillet var ferdigstilt. Utsagn som ”Wow, you did it” akkompagnert av fanfare og applaus var vanlig. Svenske mødre roste barnet sitt hovedsakelig etter at puslespillet var komplett og da med å si: ”bra” eller ”svært bra” (Junefelt & Tulviste, 1997). Dette understreker at en generell oppfatning om at foreldre i individualistiske kulturer roser barn mer enn foreldre i kollektivistiske kulturer (Henderlong & Lepper, 2002) ikke nødvendigvis er gjeldende utover sammenlikninger av amerikanske og kinesiske foreldre.

## **Elaborering**

Foreldre utvider og skaper mening i barnets opplevelse med beskrivelser og forklaringer (Hundeide, 2003). Det kan være elaborering av minner sammen med barnet eller utvidelse av barnets opplevelse i en pågående situasjon eller aktivitet (Wang, Leichtman, & Davies, 2000). Foreldre som elaborerer mye, tillegger informasjon om hendelsen som erfares, flytter fokus

mot nye aspekter i situasjonen, påpeker sammenhenger og gir barnet evalueringer og bekreftelser på dets ytringer. Foreldre som elaborerer lite, gjentar egne ytringer, forsøker å fremkalle sine oppfatninger i barnet og gir begrenset med informasjon om det som erfares (Wang et al., 2000). I situasjoner eller aktiviteter der foreldrene elaborerer, sosialiseres barnet inn i kulturelle oppfatninger, kommunikasjonsmønstre og mellommenneskelig dynamikk (Luo, Snow, & Chang, 2011).

En forutsetning for elaborering, er at foreldrene oppfatter barnet som en kommunikativ partner. I individualistiske kulturer anses barnet som en uavhengig person med intensjoner og ønsker. Barnets initiativ og utspill oppleves således som meningsfulle, og foreldrene svarer ved å justere seg sensitivt til det de antar barnet forsøker å uttrykke. Barnet oppfordres til å ta initiativ i forhold til voksne med spørsmål (Hundeide, 2003). Å samtale med barnet, få det til å uttrykke sine tanker og perspektiver, er en måte foreldrene bidrar til at barnet utvikler sin individualitet (Mullen & Yi, 1995; Wang et al., 2000).

Til sammenlikning har flere beskrevet at kinesiske foreldre oppfatter barnet sitt som ”incapable of understanding” frem til skolealder (Bond, 1991; Cheah, Leung, Tahseen, & Schultz, 2009). Barnet betraktes som en fysisk forlengelse av foreldrene og ikke som et separat, tenkende individ: ”det trenger ingen annen input enn mat og klær” (Bond, 1991, s. 11). Kommunikasjonen med barnet blir derfor fattig på beskrivelser og forklaringer, og generelt har kinesiske foreldre en direkte og lite verbal stil (Bond, 1991). Stilen er preget av en lydighetsorientering med påbud og appell, som kan henge sammen med sosialiseringsmål som ærbødighet mot foreldre og respekt for eldre (Wang et al., 2000).

Selv om akkurat beskrivelsen av barn som ”incapable of understanding” sannsynligvis er noe utdatert, finner man likevel støtte for at kinesiske foreldre i mindre grad enn vestlige foreldre elaborerer i samspill med barn. Wang et al. (2000) har vist at kinesiske foreldre både i samtale om tidligere hendelser og ved historiefortelling er mindre tilbøyelige til å elaborere barnets ytringer og repeterer ofte bare disse, og i samlesing av bildebøker gir foreldrene hovedsakelig sin egen oppfatning av hva som foregår på bildene til barnet (Luo et al., 2011). Dette henger sammen med at hensikten med å lese for barnet, i følge kinesiske foreldre, først og fremst er tilegnelse av praktisk og moralsk kunnskap. Lesing er ment som en forberedelse til skolestart og for å lære barnet sosiale normer (Wu & Honig, 2008). Kommunikasjon har derfor et didaktisk preg, der foreldrene formidler sin oppfatning av bildene i bøkene til barnet («den lille larven spiste for mange ting og ble svært fet, ikke sant?») (Luo et al., 2011, s. 6). I

motsetning er amerikanske foreldre mer opptatt av å få frem barnets ytringer og oppfatninger (Luo et al., 2011).

## **Emosjonell kommunikasjon**

Foreldre lærer barna sine å forstå, uttrykke og regulere emosjoner (Denham et al., 2011). For eksempel kan foreldre påpeke hva barnet føler, hvordan følelsen oppleves og hvorfor barnet føler som det gjør, noe som igjen er relatert til barnets emosjonelle kompetanse (Doan & Wang, 2010). Barn lærer også hvordan spesifikke følelser bør håndteres og uttrykkes gjennom å observere foreldrenes egen emosjonelle ekspressivitet (Cheah & Rubin, 2003). I den emosjonelle kommunikasjonen uttrykkes samtidig foreldrenes varme og omsorg for barnet (Hundeide, 2003).

Å uttrykke og å snakke om sin indre følelsesmessige tilstand, bekrefter en opplevelse av autonomi og individualitet. Dette omhandler især uttrykk av følelser som sinne, frustrasjon og stolthet, da disse reflekterer behov, ønsker og mål. Sinne kommer ofte etter at ønsker er blokkert, og ved å bli sint viser man at autonomien er krenket. Emosjonell kommunikasjon er således sentralt i individualistiske kulturer (Markus & Kitayama, 1991). I motsetning er moderasjon av følelsesmessige uttrykk viktig i kollektivistiske samfunn (Wu et al., 2002). Å uttrykke sitt indre behov kan forårsake konflikter og konfrontasjon, noe som er skadelig for harmoniske relasjoner og følgelig for det relasjonelle selv (Cheah & Rubin, 2003; Markus & Kitayama, 1991). Imidlertid er det viktig å være sensitiv overfor andres følelser og raskt begripe hva de opplever for selv å kunne tilpasse seg (Wang, 2001; Wu et al., 2002).

Wang (2001) har undersøkt hvordan disse kulturelle verdiene manifesteres i dialoger mellom mødre og barn om tidligere emosjonelle hendelser. I dialogene er amerikanske mødre opptatt av å utdype barnets emosjonelle opplevelse, som for eksempel ved å gi barnet forklaring på hva det følte. Videre forsikrer de barnet om det var trygt og akseptert å uttrykke negative følelser i hendelsen som blir drøftet. Til sammenlikning understreker kinesiske mødre sosiale normer (e.g. «du bør ikke gråte – vær tøff!») eller forsøker å reetablere harmoniske relasjoner (e.g. «pappa lot deg ikke bade fordi han er bekymret for at du skal bli syk - han er glad i deg»). Wang (2001) sammenfatter resultatene i studien ved å beskrive amerikanske mødres konversasjonsstil som «emosjons-forklarende», mens kinesiske mødre betegnes som «emosjons-kritiserende». Disse resultatene er replisert i flere studier (Doan & Wang, 2010; Wang & Fivush, 2005)



Som rollemodeller for sine barn, påvirker disse kulturelle verdiene også foreldrenes emosjonelle uttrykk. Amerikanske foreldre rapporterer å uttrykke mer positiv affekt innad i familien og overfor sine barn enn kinesiske foreldre (Camras, Kolmodin, & Chen, 2008; Wu et al., 2002). Videre så påvirkes det emosjonelle uttrykket som kommer i respons til barnets atferd. For eksempel rapporterer amerikanske foreldre å bli skuffet over at barnet er tilbaketrukket i sosiale situasjoner, mens kinesiske foreldre sier de reagerer med tilfredshet (Cheah & Rubin, 2004). At barnet fremstår tilbaketrukket og kan kontrollere emosjoner, især negative, indikerer for kinesiske foreldre at barnet respekterer sosiale normer og viser respekt for foreldrene (Cheah & Rubin, 2003).

Det er imidlertid flere som argumenterer for at den sosioøkonomiske utviklingen og «individualiseringen» i Kina særlig avspeiles i den emosjonelle kommunikasjonen mellom foreldre og barn - og aller mest mellom mødre og døtre (Evans, 2012; Wang, 2013). Wang (2013) sammenlikner emosjonell kommunikasjon hos kinesiske mødre fra Beijing og immigrerte kinesiske mødre til USA. Mødre samtalte i denne studien med barna om tidligere opplevde hendelser, samt leste en bildebok for barna som omhandlet en bjørn. Analysene av mødre-barn-samspillet viste at immigrerte kinesere var mest "kinesiske" i den emosjonelle samtalen med barnet, mens mødre fra Beijing var mer "vestlige". Dette vises ved at kinesiske mødre i USA tilla barnet færre emosjoner ("du ble redd") og ga færre forklaringer på barnets følelser. De attribuerte også flere emosjoner til bjørnen i bildeboka, som kan indikere et mål om å sensitivere barnet for andres følelser. Resultatene forklares med at immigrerte kinesere ønsker å bevare tradisjonell kinesisk kultur, mens mødre i Beijing er mer åpen for vestlig innflytelse (Wang, et al., 2013).

I kvalitative studier fremkommer det også økt oppmerksomhet hos kinesiske foreldre mot den emosjonelle kommunikasjonen med barnet (Evans, 2012; Fong, 2007; Way et al., 2013). Way et al. (2013) siterer en kinesisk mor som sier at det er viktig at datteren kan snakke med henne om følelsene i hjertet og at dette gjør at hun forstår datteren sin bedre (Way et al., 2013, s. 64). Dagens kinesiske mødre ønsker å bli datterens beste venn og at de skal kunne snakke åpent om egne og barnets følelser. De er opptatt av tillit- og intimitetsbåndet mellom barn og foreldre. Dette i motsetning til den sosialistiske mor på 60-tallet som betonet viktigheten av lydighet mot autoriteter og selvoppofrelse (Evans, 2012).

## Foreldres oppfatning av barns sosiale og emosjonelle atferd

Foreldres oppfatning av sitt barn er både unik og subjektiv (Seifer, 2002; Seifer, Sameroff, Dickstein, Schiller, & Hayden, 2004). Foreldre er som oftest de som observerer barnet i flest situasjoner og kontekster, og har således en unik tilgang på informasjon om barnet. Samtidig er foreldrene selv bidragsyttere til det de observerer. Faktorer ved foreldrene – alt fra demografiske variabler til psykisk helse – vil kunne påvirke deres oppfatning og medføre at barn med samme egenskaper oppfattes ulikt. I tillegg har foreldrenes stil, praksiser og fremtoning overfor barnet innvirkning på barnets atferd. Hva foreldrene ser, er altså unikt for barn-forelder-dyaden; det kan tilskrives forhold ved barnet, foreldrene og samspillet. Foreldrenes oppfatning avviker derfor ofte fra hvordan trente observatører vurderer barnet (Seifer et al., 2004).

Kultur og sosialiseringsmål er faktorer som har innflytelse på de fleste aspekter ved foreldrenes oppfatning av barn (Chen & French, 2008). Det påvirker især hvilke forventninger og krav man har til barna, samt at det også kan medføre ulik informasjonstilgang; foreldre i ulike kulturer vil kunne observere barna sine i ulike situasjoner. Dessuten ligger det, som vist i gjennomgangen av foreldrepraksiser, kulturelle føringer i foreldrenes omgang med barn, som vil kunne ha innvirkning på atferden foreldrene observerer. Chen og French (2008) argumenterer for at kulturelt betingede oppfatninger og responser fra foreldrene og andre i omgivelsene skaper og ekspanderer gruppeforskjeller i barns sosioemosjonelle atferd. Utgangspunktet er at forskjellene ved fødselen er minimale, men at atferd og egenskaper som er ønskelig i kulturen og forenlig med sosialiseringmålene fremdyrkes, mens egenskaper med negativ valør undertrykkes (Chen, 2010; Chen & French, 2008). Krysskulturelle sammenlikninger av foreldrevurderinger av barns sosioemosjonelle atferd gir følgelig en tilnærming til å forstå hvordan menneskelig utvikling forløper. Kinesiske foreldres vurderinger av barns *emosjonelle uttrykk*, *uoppmerksomhet/rastløshet* og *prososialitet* har derfor vært sammenliknet med hvordan foreldre i individualistiske kulturer, især nordamerikanske foreldre, vurderer sine barn på disse formene for sosioemosjonell atferd.

## Emosjonelle uttrykk

Med emosjonelle uttrykk menes atferdsmessig endring som er assosiert med det å erfare en følelse, slik som å smile, le, gråte, rynke pannen, slå eller løpe stormende ut av et rom (Gross & John, 1997). Det handler om observerbare atferdsmessige reaksjoner. Emosjonelle uttrykk, især av negativ karakter, betraktes i individualistiske kulturer som barnets forsøk på selvmarkering og forstås som viktige for å styrke opplevelsen av autonomi og uavhengighet. I kontrast oppfattes sterke emosjoner i kollektivistiske kulturer som skadelig både for barnets akademiske prestasjoner og mellommenneskelige fungering; det hemmer barnets konsentrasjonsevne og signaliserer at barnet setter egne behov over kollektivets (Chen, 2010).

Sammenlikninger av foreldrevurderinger av kinesiske og vestlige barns emosjonelle uttrykk har gjennomgående fokusert på uttrykk av negativ valør. Mange av studiene er gjort i forbindelse med normeringsstudier av screeningsinstrumenter for barns psykiske helse. Instrumentene som er brukt i disse studiene skiller negative affektive uttrykk i internaliserte (e.g. gråt, redsel, magesmerter, osv.) og eksternaliserte former, slik som aggresjon/sinne. Gjennomgående viser sammenlikningene av normdata at kinesiske foreldre oppfatter sine barn som mer tilbøyelige til å uttrykke tristhet, angst og bekymringer (se Porter et al., 2005 for motstridende resultat), mens kinesiske barn fremstår som mindre aggressive og viser sjeldnere sinne enn barn i vestlige kulturer (Du, Kou, & Coghill, 2008; Liu, Cheng, & Leung, 2011; Wang & Zhao, 2015; Weine, Phillips, & Achenbach, 1995).

Flere argumenterer for at kulturelle krefter kanaliserer barns emosjonelle uttrykk mot enten internaliserte eller eksternaliserte former (Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015). Selv om emosjonell inhibisjon eller moderasjon er et sentralt sosialiseringsmål i kinesisk kultur, gjelder dette især undertrykkelse av emosjoner som aggresjon, sinne og frustrasjon. Å bli sint, truende og regelbrytende er *virkelig* betraktet som truende for gruppens harmoni og fungering. Det som kommer til overflaten er emosjonelle uttrykk som er mindre uforenlig med grunnleggende kollektivistiske verdier, slik som angst, tristhet og nedstemthet. Følgelig oppfatter kinesiske foreldre at barna oftere gråter, er redde og klengete. I individualistiske kulturer er det derimot rom for og mer hensiktsmessig å uttrykke sinne og aggressiv atferd, noe som foreldre i individorienterte samfunn også rapporterer at barna deres hyppigere gjør (Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015).

Som støtte for dette argumentet fant Zhou et. al (2009) i en longitudinell studie at kinesiske barn med en medfødt disposisjon for å uttrykke sinne/irritabilitet i kombinasjon med liten inhibitorisk kontroll har større sannsynlighet for å utvikle atferdsproblemer enn amerikanske barn med tilsvarende nivå av temperamentstrekkene. Forfatterne mener dette skyldes at kinesiske barn med høy negativ emosjonalitet oppfattes som mer dysregulerte enn amerikanske jevnaldrende og derfor oftere erfarer avvisning eller konflikt i relasjoner (Zhou et al., 2009). Det argumenteres derfor for at et høyere nivå angst, tristhet og nedstemthet hos kinesiske barn er normalreaksjoner på kulturelle krefter og ikke kan betraktes som patologi. For kinesiske barn er det altså mer problematisk dersom underliggende emosjonelle vansker kommer til uttrykk som aggressiv atferd enn som redsel og gråt. Følgelig bør grenseverdier for å karakterisere internaliserende symptomer hos barn som patologi være kultursensitive; hos kinesiske barn bør de være høyere enn hos barn i vestlige kulturer (Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015).

## **Uoppmerksomhet/rastløshet**

Allerede fra fødselen varierer barns oppmerksomhetsevne og aktivitetsnivå. Mens noen barn klarer å holde oppmerksomheten over tid, blir andre lettere distraheret og ufokuserte. Likeledes er noen barn energiske og rastløse, mens andre er roligere og dempet. Selv om individuell variasjon hos spedbarn indikerer genetisk betingende forskjeller, vil barn fra første stund inngå i sosiale prosesser som påvirker deres oppmerksomhetsevne og rastløshet (Sanson, Hemphill, Yagmurlu, & McClowry, 2011).

Det er flere grunner til å anta at påvirkningen kinesiske barn får fra omgivelsene har positive konsekvenser for deres konsentrasjonsevne og fører til mindre uro. I sosialiseringen mot *kunnskap* er prosess like viktig som resultat (Kinlaw et al., 2001). Det er i læringsprosessen at egenskaper som persistens, dedikasjon, flid og utholdenhet utvikles; egenskaper som uomtvistelig er betydningsfulle når tilværelsen forstås som en livslang prosess i selvforbedring (Li, Yamamoto, Luo, Batchelor, & Bresnahan, 2010). Det er derfor ikke uvanlig at foreldrene gir barnet sitt flere oppgaver etter at leksene er gjennomført eller at ukorrekte oppgaver må gjøres på ny (Chao, 1996). Foreldrene, især i storbyene, er også sterke pådrivere for at barn skal tilegne seg kunnskap svært tidlig. Ni, Chiu, and Cheng (2010) skriver at barnehager i urbane områder tilpasser seg foreldrenes forventninger ved å gjennomføre matematikkundervisning på 1. og 2. klasse nivå, noe som implisitt medfører forhøyede krav

til konsentrasjon og oppmerksomhet. I tillegg er *guanbo ticao* (morgengymnastikken) et typisk ritual i kinesiske barnehager hvis formål er å utvikle motorikk og kroppskontroll. Her står barna på rekker og repeterer lærerens bevegelser. Det handler om å trene barna og disiplinere barna i kollektive og samkjørte bevegelser fordi det induserer en gruppefølelse (Tobin, Hsueh, & Karasawa, 2009). I kinesiske kulturer er man også generelt opptatt av å lære barna å lytte. Læring skjer gjennom å lytte til mer kunnskapsrike eldre fremfor barnets selvutforskende atferd (Li et al., 2010).

Chen (2010) argumenterer for at slike kulturelle krefter resulterer i at kinesiske barn har bedre selvkontroll enn barn i individualistiske kulturer. Selvkontroll omfatter flere aspekter ved oppmerksomhet og evne til å regulere egen atferd. Blant annet er det vist at kinesiske barn har bedre utviklede eksekutive funksjoner enn nordamerikanske barn (Sabbagh, Xu, Carlson, Moses, & Lee, 2006). Imidlertid kan kulturelt betingende forventninger til oppmerksomhet og motorisk kontroll medføre et noe skjevt («biased») perspektiv på nettopp disse egenskapene. Det er faktisk anbefalt at cut-off verdiene for å karakterisere uoppmerksomhet/rastløshet som abnormt basert på foreldrerapporteringer bør være høyere i Kina enn i både Japan og Storbritannia. Dette fordi kinesiske foreldres terskel for denne typen atferd er spesielt lav (Gao, Shi, Zhai, He, & Shi, 2013). Tilsvarende vurderer også kinesiske fedre sine barn som mer aktive enn amerikanske fedre (Porter et al., 2005), selv om atferdsobservasjoner altså indikerer bedre selvreguleringsevne hos kinesiske barn (Chen, 2010).

## **Prososial atferd**

Prososialitet kan defineres som proaktive og reaktive responser til andres behov med den hensikt å fremme andres velvære (Hastings, Utendale, & Sullivan, 2007). Det inkluderer både atferdsmessige og affektive responser, slik som å hjelpe, dele, samarbeide og å vise medfølelse. Barnets prososialitet kan betraktes som sluttproduktet av sosialiseringen fordi det innebærer at barnet har internalisert sosiale normer og verdier (Chen, Li, Li, Li, & Liu, 2000).

Chen (2010) argumenterer for at prososialitet tillegges mer betydning i Kina enn i individualistiske kulturer. I Kina er prososiale handlinger ikke bare ønskelig, men det er faktisk en plikt, da det er en forutsetning for mellommenneskelig harmoni og kollektivets fungering. Selv om prososiale gjerninger også er ønskelig i individualistiske kulturer, vil deres verdi avhenge av om handlingene er uoppfordrede eller anmodete; prososiale handlinger

som utføres uoppfordret – er autonome – har høyest anseelse (Chen, 2010; Grusec, Davidoff, & Lundell, 2002).

I samsvar med sosialiseringmålene er det med atferdsobservasjoner funnet at kinesiske 4-åringer deler oftere enn amerikanske førskolebarn. De deler både oftere spontant og på oppfordring, men forskjellene er spesielt markante for den spontane delingen (Rao & Stewart, 1999). Dette kan være et uttrykk for at kinesiske barn er spesielt sensitive for hva andre måtte ønske og følgelig ikke venter på en anmodning om å dele. I en annen studie av barnehagebarn på begynnelsen av 90-tallet ble henholdsvis 85 % og 22 % av den sosiale atferden kinesiske og kanadiske barn viste, klassifisert som «samarbeid» (Chen, 2010).

At prososiale handlinger er en plikt i Kina, vises i en studie av kinesiske og kanadiske barns moralske vurdering av løgn om prososiale handlinger. Her betraktet kinesiske barn fornektelse (les: løgn) av at man har begått en prososial handling som man faktisk har gjennomført (e.g. donert penger anonymt) som mindre negativt enn kanadiske barn. Fordi prososiale handlinger er et krav, innebærer dette at det ikke bør fremheves og løgn er derfor mer akseptert (Lee, Cameron, Xu, Fu, & Board, 1997).

Det er imidlertid samfunnsmessige endringer i Kina som gjør at funn fra observasjonsstudier på 90-tallet kan være utdaterte. Utviklingen av barnets prososiale egenskaper skjer ikke bare i samspillet med foreldre, men også ved at barnet omgås søsken eller andre barn. Eldre søsken utvikler prososiale ferdigheter ved å vise omsorg og å utøve andre prososiale handlinger overfor sine yngre brødre og søstre, mens yngre søsken igjen lærer fra atferden til de eldste i søskenflokkene (Grusec et al., 2002). Før innføringen av ettbarnspolitikken var antallet kinesiske barn uten søsken kun 27 %, mens prosentantallet seks år etter at den var trådt i kraft var økt til 91 (Cameron, Erkal, Gangadharan, & Meng, 2013). Med andre ord har kinesiske barn mistet en læringsarena for utvikling av prososiale egenskaper. I økonomiske eksperimenter er det vist at kinesere født etter innføringen av ettbarnspolitikken er noe mindre altruistiske enn personer født før 1979. Det argumenteres for at dette kan skyldes at foreldrenes ressurser ikke fordeles mellom flere barn. Barnets behov og ønsker tilfredsstilles derfor hyppigere enn før innføringen av reformen (Cameron et al., 2013). Ettbarnspolitikken har således medført endrede betingelser for utvikling av prososiale ferdigheter og «4-2-1-syndromet» er blitt et nytt begrep. Det henviser til familiestrukturen med fire besteforeldre, to foreldre og ett barn under samme tak (Wang, 2013), som noen mener kommer til uttrykk ved at kinesiske barn behandles som små keisere eller keiserinner (Cameron et al., 2013).

## Norge – individualisme og felleskapstankegang

Norge kan beskrives som et individualistisk land med tradisjonelt sterke felleskapsverdier. Sosial likhet, sosiale forpliktelser og universelle prinsipper for fordeling av fellesskapets goder står sentralt i det norske samfunnet (Nafstad, Blakar, & Rand-Henriksen, 2009). Dette gjenspeiles i at sosialiseringens mål *ansvar* har svært stor betydning for norske foreldre (Baer, Curtis, Grabb, & Johnston, 1996). De forsøker i større grad enn foreldre i de fleste andre land å styre barnets utvikling mot uselviskhet, toleranse overfor andre og respekt for deres rettigheter (Bond & Lun, 2014). Felleskapsverdier som en sentral del av norsk kultur avspeiles også i I-K-dimensjonen. Her ligger Norge like nærme enkelte land som kategoriseres som kollektivistiske (e.g. Japan) sammenliknet med flere individorienterte land (e.g. USA) (Hofstede, 2015).

En annen sentral del av norsk kultur, som kan overlappe med kollektivistiske verdier som for eksempel moderasjon, finnes i Janteloven. Avant and Knutsen (1993) betrakter Janteloven og innholdet i den som et særegent norsk sosialiseringens mål; det handler om tendensen til å innrette seg, der samfunnets behov skal settes foran ens egne. Det er et press til å opptre sosialt konformt. De argumenterer for at norske foreldre er opptatt av at barn skal lære verdiene i Janteloven – «sosialiseringens mål» nevnes i flere barnebøker ved at karakterene oppfordres til at det samfunnet trenger, kommer foran ens egne ønsker (Avant & Knutsen, 1993). I tillegg formidles i Janteloven en grunnleggende holdning om at man ikke må tro man er bedre enn andre. Dette kan være en årsak til at å uttrykke stolthet er assosiert med negative personlighetstrekk hos nordmenn (Bromgard, Trafimow og Linn, 2014).

Selv om felleskapstanken i Norge er sentral, er det også rom for individualistiske verdier (Nafstad et al., 2009). For norske foreldre er det svært viktig at barnet tilegner seg egenskaper som gjør det til en selvstyrt agent (Bond & Lun, 2014). Nitti prosent av norske foreldre velger *uavhengighet* blant de fem viktigste kvalitetene de ønsker at deres barn skal erverve, mens hele 54,6 % har med *kreativitet* på denne listen, som er nest høyest blant foreldre i over 40 land (World Values Survey, 2007). I dagens Norge står kanskje det autonome og uavhengige selv sterkere enn noen gang tidligere. Sammenliknet med i 1996, hvor «bare» 53,3 % prosent rangerte uavhengighet blant topp fem egenskaper for sitt barn (Baer et al., 1996), er tallet altså nå 90 % (World Values Survey, 2007).

Individualismens og felleskapstankegangens sameksistens i Norge understrekes i Bond og Lun (2014) sin nylige studie av sosialiseringsmål i over førti land. Her tydeliggjøres det hvordan norske foreldres aspirasjoner for sine barn står i en særstilling i verdenssammenheng; de har et svært sterkt fokus på individualitet i kombinasjon med toleranse og edelhet. Det er nettopp denne kombinasjonen som gjør norske foreldre og barn til et sammenlikningsgrunnlag som kan utvide forståelsen av hvordan kultur påvirker oppdragelse og barns utvikling. Til nå er mye av det eksisterende kunnskapsgrunnlaget om kulturforskjeller i foreldres og barns atferd basert på sammenlikninger av kulturelle ytterpunkter; kinesiske foreldres oppdragelsesstil og syn på barn har i utallige studier vært sammenliknet med nordamerikanske foreldre. Følgelig beskrives også ofte menneskelig utvikling å forløpe langs henholdsvis en kollektivistisk og relasjonell vei eller i en individualistisk og uavhengig retning (Greenfield et al., 2003). Det er imidlertid god grunn til å anta at det norske verdigrunnlaget vil gi et mer nyansert bilde enn dette ettersom den norske sosialiseringssagendaen i liten grad passer inn i en slik dikotomi. Ved å sammenlikne norske og kinesiske foreldre og barn søker denne oppgaven å bidra til et mer helhetlig og komplekst bilde av hvordan kulturelle verdier manifesterer seg i praksis, det vil si i foreldreatferd og foreldres oppfatninger av sine barns sosioemosjonelle egenskaper.



# Metode

## Deltakere og rekruttering

Foreldre til det norske utvalget ble opprinnelig rekruttert til en evalueringsstudie av foreldreveiledningsprogrammet ICDP (The International Child Development Programme) (Sherr, Skar, Clucas, Tetzchner, & Hundeide, 2013). Cirka to tredjedeler av foreldrene var deltakere i en ICDP-gruppe. Disse ble informert om studien på programmets første samling og forespurt om de ønsket å delta. Resterende foreldre ble rekruttert som sammenlikningsgrunnlag. Foreldrene i sammenlikningsgruppen ble kontaktet på helsestasjoner og barnehager. Informasjon om studien ble gitt av en fra forskerteamet eller av en ansatt på helsestasjonen eller i barnehagen. Foreldre underskrev informert samtykke for deltakelse og studien var godkjent av *Regionale komiteer for medisinsk og helsefaglig forskningsetikk* og *Datatilsynet*. Foreldre i ICDP-gruppene fylte ut spørreskjemaet på første møte (noen få på det andre) eller tok det med hjem og returnerte det per post. Foreldre i sammenlikningsgruppen fikk utdelt spørreskjemaet på helsestasjonen eller i barnehagen og sendte det inn i ferdigadressert konvolutt. Sammenlikninger av demografiske variabler mellom gruppene viste at foreldre i kontrollgruppen var høyere utdannet og hadde større sannsynlighet for å være gift enn foreldre som deltok i foreldreveiledningsprogrammet. Utover dette fremkom det ingen signifikante forskjeller på foreldrenes/barnas alder, kjønn, etnisitet eller yrkesmessig status. Med andre ord er deltakerne i foreldreveiledningsprogrammet representative for norske foreldre (Sherr et al., 2013). I denne oppgaven er gruppene derfor slått sammen og baselinedata (før deltakelse i ICDP) er brukt i analysene.

Foreldre i det kinesiske utvalget ble rekruttert av psykologistudenter ved Peking Universitetet. Studentene tok kontakt med foreldre med barn i passende alder fra sitt nærområde, det vil si i Beijing og utkantområdene, såkalt «convenience sampling». Utkantområdene i Beijing er relativt landlige, slik at utvalget ikke er begrenset til kinesiske storbyforeldre, men også inkluderer foreldre i mer rurale områder av Kina. Foreldrene fylte ut tilsvarende spørreskjema som var administrert til de norske deltakerne, og samtykket til å delta i studien ved å fylle ut spørreskjemaet.

Det norske utvalget bestod av 329 foreldre (245 mødre og 81 fedre)<sup>1</sup> med gjennomsnittsalder på 34.4 år ( $SD = 5.73$ ,  $range = 21-59$  år). Det var 155 gutter og 166 jenter<sup>2</sup> med en gjennomsnittsalder på 4 år og 6 måneder ( $SD = 1.7$  år,  $range = 2.5-12$  år). Som *Tabell 1* viser var 88.5 % av foreldrene gift eller i et samboerskap. Syttifire prosent var i full- eller deltidsjobb og 26 % var hjemmeværende (permisjon, søker jobb, etc.). Sekstifire prosent hadde høyere utdanning, mens 36 % hadde yrkesskole- eller grunnskoleutdanning. I 80 % av de norske familiene var det mer enn ett barn i husstanden.

Foreldrene i det kinesiske utvalget (229 mødre og 96 fedre) hadde en gjennomsnittsalder på 33.4 år ( $SD = 4.28$ ,  $range = 25-60$  år). Det var 163 gutter og 162 jenter med gjennomsnittsalder på 4 år og 8 måneder ( $SD = 4.42$  år,  $range = 2.8-7.2$  år). Nittitre prosent av foreldrene var i fulltidsjobb og 7.1 % var hjemmeværende. Femti prosent hadde høyere utdanning, 30.6 % yrkesskole og 19.7 % grunnskole eller lavere. I 5.6 % av de kinesiske familiene var det mer enn ett barn i husstanden.

**Tabell 1:**

***Demografiske data***

		Norge (%)	Kina (%)	$\chi^2$	$p$
Kjønn (foreldre)	Kvinner	75.2	70.5	1.81	.179
	Menn	24.8	29.5		
Antall barn (i hjemmet)	Ett barn	20.0	94.4	365.00	.000
	> 1	80.0	5.6		
Utdanning	Høyere utdanning	63.8	49.7	48.43	.000
	Yrkesutdanning	8.9	30.6		
	Ungdomskole eller lavere	27.3	19.7		
Sivilstatus	Gift/partner	88.5	97.5	20.08	.000
	Separert/skilt/singel	11.5	2.5		
Jobb	Fulltid	59.1	92.9	107.54	.000
	Deltid	15.2	.0		
	Hjemmeværende/student/permisjon	25.7	7.1		
Kjønn (barn)	Jenter	48.3	49.8	.225	.635
	Gutter	51.7	50.2		
I barnehagen	Ja	88.6	94.7	7.21	.007
	Hjemme	11.4	5.3		

<sup>1</sup> Tre foreldre rapporterte ikke kjønn

<sup>2</sup> Åtte foreldre rapporterte ikke barnets kjønn

Uavhengige t-tester viste at foreldrene i det norske utvalget var noe eldre enn foreldre i det kinesiske utvalget ( $t[634] = 2.40, p = .017$ ), men at det ikke var signifikant forskjell i barnas alder ( $t[574] = 1.18, p = .26$ ). I *Tabell 1* er det norske og kinesiske utvalget sammenliknet på kategoriske variabler med kji-kvadrattester. Majoriteten av de kinesiske barna er enebarn, mens de fleste norske barn vokser opp med søsken (det er ikke differensiert mellom hel, halv- eller stesøsken). De aller fleste barna går i barnehage, men prosentvis er det flere kinesiske enn norske barn som gjør dette. Høyere utdanning er vanligere blant norske enn kinesiske foreldre, mens flere av foreldrene i det kinesiske utvalget er i jobb. Flertallet av foreldrene er gift eller i et samboerskap. Det er ingen forskjell mellom gruppene i forholdet mellom antall mødre og fedre, men tre av fire deltakere er kvinner. Det er heller ingen forskjell i ratioen jenter og gutter mellom gruppene.

## Materiale

### Foreldrepraksiser

Spørreskjemaet for foreldrepraksisene ble opprinnelig utviklet for å måle kjernekomponentene i ICDP (Sherr et al., 2013). Det er tidligere brukt for å evaluere effekten av ICDP i land utover Norge (Skar, Sherr, Clucas, & von Tetzchner, 2014). Det ble gjort tre parallelle oversettelser av spørreskjemaet fra engelsk til mandarin og så drøfting av uoverensstemmelser av vitenskapelig ansatte ved Universitetet i Beijing. I tillegg er en tilbakeoversettelse gjort av en tospråklig mandarin-engelskstudent ved Universitet i Oslo, hvor studentens oversettelse samsvarte i høy grad med slik de engelske spørsmålene opprinnelig var formulert. Skalaene for å måle endringer i foreldrepraksiser (ICDPs kjernekomponenter) er i evalueringsstudiene utviklet post-hoc med faktor- og reliabilitetsanalyser. Spørreskjemaet inneholder altså ingen validerte skalaer for foreldrepraksisene, men skalaene har blitt tilpasset det utvalget som er studert. I denne oppgaven ble samme prosedyre fulgt. Først ble relevante indikatorer for hver enkelt foreldrepraksis fra spørreskjemaet valgt ut på teoretisk basis. Deretter ble indikatorenes psykometriske egenskaper undersøkt (se avsnittet *Eksplorerende faktoranalyse*).

Foreldrepraksisen *Ros* ble målt med seks indikatorer og inneholdt påstander som «gir barnet skryt for å klare noe på egenhånd» eller «belønner barnet for god oppførsel». Foreldrene indikerte frekvens for denne typen atferd for sist uke (0, 1-2, 3-10, > 10 ganger eller «husker

ikke»). Kategoriene ble tillagt tallverdier (0 = 1, 1-2 = 2, osv.) Høyere skåre indikerer mer ros av barnet. Skalaen har god reliabilitet (Cronbachs  $\alpha = .83$ ).

*Elaborering* måler om foreldre viser interesse for barnets opplevelse og utvider barnets erfaringer og opplevelsesverden. Skalaen består av fem utsagn som «tilpasser meg til barnets fokus og interesse» og «utvider barnets opplevelse ved å gi forklaringer og fortelle historier». Fem påstander på en likertskala besvares med alternativene 1 = aldri, 2 = svært sjelden, 3 = sjelden, 4 = noen ganger, 5 = ofte og 6 = svært ofte. Skalaen har god indre konsistens (Cronbachs  $\alpha = .77$ ).

*Emosjonell kommunikasjon* inneholder fire spørsmål som «jeg synes det er vanskelig å ha en emosjonell samtale med barnet mitt». Påstander ble besvart på en likertskala med alternativene 1 = sterkt uenig, 2 = uenig, 3 = verken uenig eller enig, 4 = noe enig, 5 = sterkt enig eller 6 = ikke relevant. Skalaen har en akseptabel reliabilitet (Cronbachs  $\alpha = .63$ ).

## Sosioemosjonell atferd

Foreldrenes oppfatning av barnets sosiale og emosjonelle egenskaper ble operasjonalisert gjennom spørreskjemaet *Barnets styrker og svakheter* (SDQ). SDQ er et screeningsinstrument for psykososial fungering hos barn i alder 4-12 år. SDQ består opprinnelig av 25 indikatorer fordelt på fem skalaer (Goodman, 2001). I denne studien ble tre av skalaene brukt: *Prososial atferd*, *Emosjonelle symptomer* (for å måle emosjonelle uttrykk) og *Uoppmerksomhet/rastløshet*<sup>3</sup>. På SDQ besvarer foreldre positivt eller negativt formulerte påstander om sitt barn på en likertskala med alternativene stemmer ikke, stemmer delvis og stemmer helt. Påstander skåres 0-2. En høyere skåre indikerer at påstandene er mer treffende. SDQs psykometriske egenskaper er undersøkt i flere land og flertallet av studiene viser at SDQ generelt har god reliabilitet og validitet (Du et al., 2008). Samtidig er det også vist varierende psykometriske egenskaper og faktorstruktur for SDQ mellom land og etniske grupper (Du et al., 2008; Gao et al., 2013; Richter, Sagatun, Heyerdahl, Oppedal, & Roysamb, 2011), som danner grunnlaget for å undersøke instrumentets krysskulturelle gyldighet i denne oppgaven. Norske foreldre besvarte en norsk utgave av SDQ, mens en validert versjon på kinesisk (mandarin) ble administrert til kinesiske foreldre. Spørreskjemaene er tilgjengelig på SDQs hjemmeside (<http://www.sdqinfo.org/>). Cronbachs  $\alpha$

<sup>3</sup> Skalaen benevnes opprinnelig som *uoppmerksomhet/hyperaktivitet*, men fordi denne studien undersøker normalpopulasjoner blir den her betegnet med et mindre klinisk ladet begrep.

for skalaen *Prosocial atferd* var .69, mens  $\alpha$  for *Emosjonelle symptomer* og *Uoppmerksomhet/rastløshet* var henholdsvis .58 og .66.

## Statistiske analyser

### Valg av analyse

Mye psykologisk forskning omfatter måling av latente konstrukter, det vil si fenomener som ikke direkte kan observeres. Kryss-kulturell forskning er intet unntak, men inneholder i tillegg noen metodiske utfordringer. Det er alltid et spørsmål om samme indikatorer kan brukes til å måle det samme konstruktet i ulike kulturelle grupper. Derfor er det med nyere statistiske analyser, deriblant konfirmatorisk faktoranalyse (CFA) – en metode innenfor strukturell likningsmodellering (SEM) - tilnærmet et krav innen det krysskulturelle feltet å teste for ekvivalens (van de Vijver & Leung, 2011). Med ekvivalens menes i hvilken grad utfall av målinger kan sammenliknes. Milfont og Fischer (2010) beskriver tre former for ekvivalens - *strukturell*, *metrisk* og *skalar* - som må være innfridd før det kan foretas sammenlikninger av gjennomsnittforskjeller på et konstrukt. Da denne oppgaven ønsket å sammenlikne gjennomsnittforskjeller og korrelasjoner for norske og kinesiske foreldre på totalt seks konstrukter, ble Milfont og Fischer (2010) sin prosedyre for ekvivalenstesting fulgt. Med fare for å bli overfladisk, følger en kort introduksjon av CFA for testing av ekvivalens, som altså er den valgte statiske fremgangsmåten i denne oppgaven (se Milfont & Fischer (2010) for mer informasjon).

### Ekvivalens

Den mest grunnleggende formen for ekvivalens er *strukturell ekvivalens*. Den viser til om samme faktorstruktur for et fenomen forekommer mellom grupper og at samme indikatorer er assosiert med samme faktorer i gruppene. For eksempel ble det i denne oppgaven antatt at målemodellen for barnas sosioemosjonelle atferd har en tre-faktorstruktur, hvor hver faktor/konstrukt måles med fem indikatorer (se *Vedlegg A*). Strukturell inekvivalens antyder at forståelsen av et fenomen og hvordan det skal måles varierer mellom grupper. Med sprikende forståelse gir det følgelig liten eller ingen mening å sammenlikne gjennomsnittforskjeller (Milfont & Fischer, 2010).

*Metrisk* ekvivalens innebærer at indikatorene har like faktorladninger på de samme konstruktene i begge gruppene. Hvis tilfellet, er indikatorene like gode (eller dårlige) mål på konstruktene. I denne oppgaven vil metrisk ekvivalens i praksis bety at norske og kinesiske foreldre attribuerer samme mening til ett konstrukt, som for eksempel prososial atferd. Er ladningene gjennomgående lavere i det norske utvalget på prososial atferd, vil det si at en økning i latent prososialitet er assosiert med en mindre standardisert økning på indikatorene enn i det kinesiske utvalget. Dermed innvirker styrken på sammenhengen mellom indikatorene og konstruktet på gjennomsnittsforskjellen, slik at det blir uklart om en eventuell forskjell er reell eller må tilskrives at indikatorene har ulik betydning for konstruktet mellom gruppene (Chen, 2008).

*Skalar ekvivalens* betyr at måleinstrumentets skala har lik målestokk eller felles opprinnelse; selv om både Fahrenheit og Celsius er temperaturmål, har skalaene ulike nullpunkt. Skalar inekvivalens kan antyde at norske og kinesiske foreldre har ulike standarder for å vurdere sine barn (Chen, 2008). For prososial atferd kan det tenkes at kinesiske foreldre har høyere forventninger; deres målestokk starter på «minus». Det kan fortolkes som at et kinesisk barn må vise mer prososial atferd før foreldrene rapporterer dette, noe som i sammenlikning av gjennomsnitt vil kunne resultere i pseudoforskjeller.

## **Analysestrategi**

I denne oppgaven vil overnevnte former for ekvivalens bli testet med konfirmatorisk faktoranalyse (CFA). CFA er en målemodell innenfor strukturell likningsmodellering (SEM) hvor items (her: påstander) behandles som indikatorer på latente variabler/konstrukter (Fischer & Fontaine, 2011). De latente variablene/konstruktene måles ikke direkte, men får sine verdier (gjennomsnitt/varians) estimert på bakgrunn av samvariansen i indikatorene/observerbare items. I CFA spesifiseres det a priori hvilke påstander som er indikatorer på hvilke latente variabler. Deretter testes det statistisk i hvilken grad målemodellen kan forklare samvariansen i observerte data (utvalgsmatrisen). For å evaluere om modellen passer data, sammenliknes tilpasningsstatistikker opp mot tilhørende grenseverdier (se *Tilpasningsstatistikker*). Innfrir ikke modellen grenseverdiene, må den justeres, i verste fall forkastes (Fischer & Fontaine, 2011)

Testingen av ekvivalens gjøres i oppgaven hierarkisk. Målemodellene for henholdsvis foreldrepraksisene og sosioemosjonell atferd (se *Vedlegg A*) vil først bli testet i det norske og

kinesiske utvalget separat (baselinemodeller), der det tillates eventuelle idiosynkratiske justeringer av modellene (Byrne, 2012), e.g. åpne for at residualer får samvarierte. Videre testes modellene simultant i en multigruppe CFA (det norske og kinesiske utvalget samtidig), før det suksessivt vil bli stilt økende krav til modellenes ekvivalens over gruppene. Først utprøves strukturell ekvivalens. Akseptable tilpasningsverdier for modellene og lave residualer for indikatorene, betyr at samme struktur forekommer i det norske og kinesiske utvalget (Fischer & Fontaine, 2011; Milfont & Fischer, 2010). For å teste for metrisk ekvivalens, spesifiseres det at faktorladningene for alle indikatorer skal være like over gruppene. En nonsignifikant reduksjon i tilpasningsverdiene betyr at modellene er metrisk invariante. For å overkomme eventuell inekvivalens i faktorladninger, vil det bli åpnet for delvis invariante målemodeller, det vil si at varierte indikatorer ikke vil bli fjernet. Dette gjøres fordi det man i andre krysskulturelle studier, hvor foreldrepraksiser og sosioemosjonell atferd er målt med betydelige flere indikatorer enn i denne oppgaven, har måttet redusere opprinnelige skalaer helt ned til to indikatorer for å sikre faktorinvarians (Wu et al., 2002). Spørsmålet er da hvilket innhold man sitter igjen med – om enn noe. Med et mindre datagrunnlag, samt at skalaene ikke er utprøvd i en krysskulturell sammenheng tidligere, blir det derfor vurdert å fortsette ekvivalenstestingene med delvis invariante modeller (Byrne, 2012). Videre testes skalar ekvivalens ved at interceptene (skjæringspunktene) settes like mellom gruppene. Minst ett intercept per konstrukt må kunne settes likt mellom gruppene for at modellen skal bli identifisert (Byrne, 2012). Hvis dette kan gjøres, vil modellene brukes for å sammenlikne latente gjennomsnittsforskjeller mellom det norske og kinesiske utvalget. Latente gjennomsnitt viser her til estimerte verdier for faktorene/konstruktene når faktorladninger, intercept og faktorvarianser er holdt (delvis) like mellom gruppene. Avslutningsvis vil latente korrelasjoner mellom foreldrepraksiser og sosioemosjonell atferd bli analysert for å undersøke kulturspesifikke sammenhenger mellom måter å behandle og å oppfatte barn på. Korrelasjoner rapporteres fremfor regresjonskoeffisienter, da det er et toveis forhold mellom foreldrenes og barnas væremåte (Sameroff, 2009).

## Tilpasningsstatistikker

For å evaluere modelltilpasningen, ble følgende tilpasningsstatistikker brukt: *kjikkvadrat* ( $\chi^2$ ), *Comparative Fit Index* (CFI) og *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA).  $\chi^2$ -testen vil ved utvalg > 400 nesten alltid nå statistisk signifikante verdier og risikoen for type-I

feil er betydelig (Kenny, 2014). Derfor er *CFI* og *RMSEA* anbefalt fremfor  $\chi^2$  (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002).  $\chi^2$  og  $\Delta\chi^2$  rapporteres likevel ettersom dette er standard.

Det er noe debattert hvilke grenseverdier som indikerer en akseptabel modelltilpasning. I denne oppgaven ble baselinemodellene og strukturell ekvivalens evaluert med Kenny (2014) foreslåtte grenseverdier, hvor *CFI* >.90 og *RMSEA* <.05 indikerer at modellen er akseptabel. For testing av metrisk ekvivalens og skalar ekvivalens ble følgende grenseverdier brukt:  $\Delta CFI \leq -.010$  og  $\Delta RMSEA < .015$  (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Dette viser til forskjeller i tilpasningsverdier for modeller med ingen/færre restriksjoner på parametere (faktoladninger og intercept) versus modeller med flere låste parametere.

## Preliminære analyser

### Manglende data

Manglende data kan skyldes mange forhold (e.g. deltaker overser et spørsmål eller han/henne ønsker ikke å svare, feiltasting, sletting, osv.). Dette datasettet bestod opprinnelig av 654 deltakere. For 28 norske deltakere var det enten komplett manglende datasett for *både* foreldrepraksisene og sosioemosjonell atferd eller komplett manglende datasett for *enten* foreldrepraksisene eller sosioemosjonell atferd. Disse ble ekskludert fra videre analyser, slik at antallet deltakere ble redusert til 626. Utvalgsstørrelsen er således tilstrekkelig i forhold til antall fritt estimerte parametere (hhv. 48 for foreldrepraksisene og 46 for sosioemosjonell atferd for å gjøre SEM (forholdet mellom utvalget og antall parametere bør være 5:1) (Kenny, 2014).

For resterende deltakere var det gjennomsnittlig lite manglende data (< 2 %). Skalaene *Emosjonell kommunikasjon* og *Ros* skilte seg ut med et høyere antall missing-verdier enn resterende skalaer. Dette skyldes at spørsmålene for *Emosjonell kommunikasjon* inneholdt svarkategorien «ikke relevant» og svar tilhørende denne kategorien var i datasettet kodet som «manglende data». Likeledes inneholdt spørsmålene for *Ros* svarkategorien «Husker ikke», som ble regnet som «missing». Dette førte til gjennomsnittlig 2.6 % og 2.3 % manglende data for indikatorene tilhørende disse skalaene. En nonsignifikant Little's MCAR test for *Emosjonell kommunikasjon* ( $X^2_{[136]} = 144.64, p = .29$ ) og *Ros* ( $X^2_{[67]} = 84.25, p = .076$ ) viste at data manglet tilfeldig, som tilsier ingen sammenheng mellom manglende data og andre



variabler i datasettet (e.g. land, kjønn). For indikatorer tilhørende de øvrige skalaene var det <1 % manglende data. Med en nonsignifikant Little's MCAR eller lav prosentandel manglende data, er Expectation Maximization (EM) en valid metode for å fylle ut missing-verdier (Dong & Peng, 2013). EM er en algoritme som gir et parameterestimat for manglende data, og ble brukt som metode for imputere manglende dataverdier. Data ble fylt inn for hver skala separat for å få mest mulig nøyaktige parameterestimer<sup>4</sup>.

## Multivariat normalitet

De fleste estimeringsmetoder i SEM forutsetter multivariat normalitet (Ullmann, 2006). Multivariat normalitet er en forlengelse av normalfordelingen til flere variabler (Field, 2009) som betyr, slik forfatteren forstår konseptet, at hver enkelt variabel er normalfordelt når den ses i forhold til andre variabler (selv statistikkgruen Andy Field synes begrepet er vanskelig å forklare (Field, 2009, s. 790)). Faktorer som kan virke inn på den multivariate normalfordeling er, i følge Ullmann (2006), uni- og multivariate uteliggere samt univariat nonnormalitet. Det anbefales derfor at data screenes for dette før det avslutningsvis testes for multivariat normalitet (e.g. Mardia-koeffisienten) (Ullmann, 2006).

I denne analysen ble det imidlertid ikke gjort forsøk på å identifisere uteliggere på enkeltindikatorer (univariate uteliggere) for eventuelt å fjerne eller transformere disse, da det ikke kan betraktes som unormalt at deltakere bruker alle svarkategoriene på en indikator. Derimot ble multivariate uteliggere identifisert med Mahalanobis distanse ( $D^2$ ). En multivariat uteligger er en deltaker med uvanlige kombinasjoner av skårer på indikatorene, og vil, som en univariat uteligger, påvirke gjennomsnitt så vel som samvariasjon (Osborne & Overbay, 2004). For foreldrepraksisene var det 46 multivariate uteliggere ( $D^2 > 37, 57, p = .01$ ) og for sosioemosjonell atferd ( $D^2 > 30, 57, p = .01$ ) hadde to av foreldrene uvanlige svarkombinasjoner. For å undersøke hva det høye antallet uteliggere grunnet i, ble uteliggernes svar inspisert nærmere. Det virket som om kun ett inkongruent svar (e.g. deltaker indikerer mye bruk av ros foruten på ett spørsmål), var tilstrekkelig for å bli klassifisert som

---

<sup>4</sup> MLM-estimatoren som anvendes i invarianstesting forutsetter listwise-deletion. For å unngå at størrelsen på datamateriale kunne bli betydelig redusert ved at en deltaker med kun ett manglende svar ville blitt utelatt fra analysene, ble det valgt å imputere verdier selv om respondentene faktisk bruker gyldige svarkategorier (e.g. «husker ikke»).

en multivariat uteligger. Følgelig ble vurdert å beholde uteliggerne, da det ikke er denne type uvanlig kombinasjon av svar Mahalanobis distanse er ment å fange opp<sup>56</sup>.

Videre ble univariat normalitet undersøkt. Absolutt skjevhet  $> 2$  og kurtose  $> 7$  i utvalg over 300 deltakere indikerer nonnormalitet (Kim, 2013). Skjevhet og kurtose for fire av indikatorene for *Emosjonell kommunikasjon* overskred disse grenseverdiene betydelig. For skalaen *Emosjonelle symptomer* var flertallet av indikatorene ikke normalfordelte, men skjevhet og kurtoseverdier var her vesentlig mindre avvikende (se *Vedlegg B*). Det må forventes i en nonklinisk populasjon at resultater fra screeninginstrumenter for psykisk helse ikke er normalfordelte, og det er mye debattert om indikatorer som har en skjev distribusjon i populasjonen skal påtvinges en normalfordeling med datatransformasjoner (Ullman, 2006). Det ble forsøkt å transformere indikatorene for *Emosjonell kommunikasjon* med  $\log_{10}(x)$ , da disse var atskillelig nonnormalt distribuerte. Datatransformasjonen reduserte skjevhet og kurtose, men forminsket ikke nonnormalitet til under angitte grenseverdier. Senere, i testingen av baselinemodellene med CFA, fremkom det svært høye residualvarians for transformerte indikatorer, som kan være forårsaket av at transformering innebærer kurvlineære heller enn lineære sammenhenger mellom indikatorene. Videre analyser ble derfor gjort med utransformerte indikatorer, men med en estimator som korrigerer for nonnormalitet (se nedenfor).

Fordi data som ikke er univariat normalfordelte ikke kan være multivariat normaldistribuert (Ullmann, 2006), ble en pragmatisk metode brukt for å undersøke i hvilken grad data ikke oppfylte kravet om multivariat normalitet. Baselinemodellene ble testet både med ML-estimator (Maximum Likelihood) og MLM-estimator (Maximum Likelihood Parameter estimates with standard errors and a mean-adjusted chi-square test statistic). MLM-estimatoren gir tilpasningsverdier som er justert for nonnormalitet og diskrepans i tilpasningsverdiene mellom ML og MLM estimatorene indikerer at data ikke er normalt distribuert (Byrne, 2012). Sammenlikninger av tilpasningsstatistikkene viste små forskjeller, men samlet var verdiene bedre for MLM-estimatoren. MLM-estimatoren ble derfor anvendt i videre analyser. MLM-estimatoren har skaleringskorreksjoner for  $\chi^2$  og betegnes som

---

<sup>5</sup> For eksempel vil Mahalanobis distanse i en hypotetisk studie hvor det undersøkes hvordan intelligens og arbeidstimer henger sammen med formue kunne brukes til å ekskludere deltakere. En deltaker med svært få arbeidstimer og lav intelligens, men som samtidig har en svært stor formue, er en uteligger som må vurderes fjernet/transformert fordi vedkommende kanskje har arvet formuen, rapportert feil, etc.

<sup>6</sup> Samtlige analyser i oppgaven ble likevel gjort med og uten uteliggere uten at dette medførte endringer i gjennomsnittsforskjeller og assosiasjoner.

*Satorra-Bentler  $\chi^2$* . I videre analyser av modelltilpasning og testing av ekvivalens blir *Satorra-Bentler  $\chi^2$*  rapportert. Formelen for  $\Delta$ *Satorra-Bentler  $\chi^2$*  er hentet fra Mplus-hjemmeside (<http://www.statmodel.com/chidiff.shtml>). Likningsmodelleringsanalysene er i oppgaven utført med *Mplus 6.1*. Resterende analyser (e.g. t-tester, dataimputering) er gjort med SPSS 22. Grafer er fremstilt i *Microsoft Excel 2010*, *Microsoft Powerpoint 2010* og *Mplus 6.1*.

## Eksplorerende faktoranalyse

Som nevnt inneholdt spørreskjemaet for foreldrepraksisene ingen validerte skalaer. For å utvikle et måleinstrument for foreldrepraksisene, ble det derfor først undersøkt hvilke spørsmål/påstander fra det opprinnelige spørreskjemaet som faktisk ladet på sine intenderte foreldrepraksiser. Eksplorerende faktoranalyser ble gjort separat for det norske og det kinesiske utvalget. En oblik rotering ble anvendt, da det ble antatt at faktorene er korrelerte. Samtlige indikatorer for *Ros* og *Elaborering* fra spørreskjemaet hadde signifikante faktorladninger ( $r > .30$ ) i begge utvalgene. For *Emosjonell kommunikasjon* var det totalt fire av åtte indikatorer som enten i det norske eller kinesiske utvalget ikke ladet signifikant på denne faktoren (se *Vedlegg C*). Nonsignifikante indikatorer på et konstrukt bør fjernes fra en skala (Byrne, 2012; Fischer & Fontaine, 2011) og fire indikatorer ble derfor ekskludert fra skalaen i videre analyser. *Emosjonell kommunikasjon* ble dermed redusert fra åtte til fire indikatorer<sup>7</sup>.

Besiktigelse av screeplot for begge utvalgene indikerte at tre faktorer er tilstrekkelig for å forklare variasjonen i indikatorene, mens to faktorer er utilstrekkelig (se *Vedlegg C*). I tillegg var tilpasningsverdiene for en tre-faktor løsning gode i både Norge ( $\chi^2_{[63]} = 111.49$ ,  $p < .001$ ;  $CFI = .945$ ;  $RMSEA = .050$ ) og i Kina ( $\chi^2_{[63]} = 115.48$ ,  $p < .001$ ;  $CFI = .967$ ;  $RMSEA = .051$ ), mens de var uakseptable for en to-faktor løsning (Norge:  $\chi^2_{[76]} = 224.434$ ,  $p < .001$ ;  $CFI = .833$ ;  $RMSEA = .080$  & Kina:  $\chi^2_{[76]} = 275.422$ ,  $p < .001$ ;  $CFI = .876$ ;  $RMSEA = .090$ ). Dette understøtter antagelsen om at indikatorene måler tre distinkte konstrukter selv om faktorene er korrelerte.

---

<sup>7</sup> Skalaens innholdsvaliditet drøftes i diskusjonsdelen.

# Resultater

## Foreldrepraksiser

### Baselinemodell

I baselinemodellen – testing av målemodellene i gruppene separat – ble det spesifisert at hver indikator kun ladet på sin intenderte faktor. Første indikator for hver faktor ble satt som referansevariabel med faktorladning ( $\lambda$ ) = 1. Resterende faktorladninger og andre parametere (faktorkorrelasjoner, faktorvarians, intercept, residualer) ble fritt estimert.

Modellspesifikasjonen er gjengitt i *Vedlegg A*.

Tilpasningsverdiene i det norske utvalget var akseptable ( $\chi^2_{[87]}=127.622$ ,  $p=.003$ ;  $CFI=.943$ ;  $RMSEA=.039$ ). I det kinesiske utvalget var tilpasningsverdiene også gode ( $\chi^2_{[87]}=134.235$ ,  $p<.001$ ;  $CFI=.967$ ;  $RMSEA=.041$ ). Samme baselinemodell for begge utvalgene ble derfor beholdt.

### Strukturell og metrisk ekvivalens

Siden tilpasningsstatistikkene for de samme baselinemodellene var gode i begge utvalgene, følger det at målemodellen er strukturell ekvivalent. Likevel behøves tilpasningsverdiene for videre ekvivalenstesting og baselinemodellene ble analysert simultant. Det ble spesifisert at indikatorene altså lader på samme latente faktorer i gruppene, at faktorgjennomsnitt = 0 og faktorvarians = 1. Tilpasningsverdiene for den strukturelle modellen (M1) var som følger:  $\chi^2_{[174]}=261.774$ ,  $p<.01$ ;  $CFI=.958$ ;  $RMSEA=.040$ .

For å teste for metrisk ekvivalens (M2), ble faktorladningene satt like i det norske og kinesiske utvalget. Det ble altså testet om styrken på sammenhengen mellom indikatorene og faktorene er lik i Norge og Kina. Tilpasningsverdiene for modellen med restriksjoner på faktorladningene (M2) ble sammenliknet med M1 for å undersøke om metrisk ekvivalens foreligger.

Når det ble satt restriksjoner på faktorladningene, førte dette til en signifikant reduksjon i samtlige tilpasningsindekser:  $\Delta\chi^2_{[15]}=101.74$ ,  $p<.01$ ;  $\Delta CFI=-.043$ ;  $\Delta RMSEA=.015$  (se *Tabell 2*), som betyr at indikatorene ikke har lik assosiasjon til konstruktene. Som *Tabell 3*

viser er faktorladningene høyere for de fleste indikatorene i det kinesiske utvalget, som kan sies å være noe uforventet ettersom det opprinnelige spørreskjemaet ble utviklet for et norsk utvalg. Sagt på en annen måte; det virker som spørsmålene er av større relevans for kinesiske enn norske foreldre hva disse tre foreldrepraksisene angår. Totalt var elleve av femten indikatorer invariante. Dette ble testet med et  $\Delta\chi^2_{[1]}$ -differansekriterium. Det innebærer å sammenlikne  $\chi^2$  fra den modellen hvor alle faktorladninger er satt til å være like (M2) med  $\chi^2$  fra modellen hvor kun faktorladningen som testes for signifikans fritt estimeres. To varierte faktorladninger tilhørte skalaen *Ros*, mens det henholdsvis for *Elaborering* og *Emosjonell kommunikasjon* kun er én variant ladning.

**Tabell 2:**

***Foreldrepraksiser: Testing av ekvivalens i Norge og Kina***

	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA
M1. Strukturell ekvivalens	261.774	174	<.01	.958	.040
M2. Metrisk ekvivalens	367.512	189	<.01	.915	.055
$\Delta$	101.74	15	<.01	-.043	.015
M3. Delvis metrisk ekvivalens	288.059	183	<.01	.950	.043
$\Delta$	30.65	9	<.01	-.008	.003
M4. Full skalar ekvivalens	726.819	198	<.01	.747	.092
$\Delta$	488.56	15	<.01	-.203	.049
M5. Delvis skalar ekvivalens	307.49	189	<.01	.943	.045
$\Delta$	20.82	6	>.01	-.007	.002

M = modell; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA; root mean square error of approximation;  $\Delta$  = differanse

Videre ble alle indikatorene med varierte faktorladninger, samt Ros6 og EK2 som var tilnærmet variant, tillatt fritt estimert i testing av en delvis metrisk ekvivalent modell (indikatorene er merket med asterisk i *Tabell 3*). Den delvis metrisk ekvivalente modellen (M3) ble testet mot den strukturelt ekvivalente modellen (M1). Det fremkom en nonsignifikant endring i  $\Delta RMSEA_{[9]} = .003$  og for  $\Delta CFI = -.008$ , men signifikant endring for  $\Delta\chi^2 = 30.65$ ,  $p < .01$ . Flertallet av faktorladningene er således like over land og modellen er delvis metrisk ekvivalent. Det betyr at norske og kinesiske foreldre har en tilstrekkelig lik forståelse av konstruktene, slik de er operasjonalisert i denne oppgaven, til at videre invarianstesting kan gjøres (Milfont & Fischer, 2010).

**Tabell 3:***Foreldrepraksiser: standardiserte faktorladninger ( $\lambda$ ), intercept ( $\nu$ ) og  $\Delta\chi^2$* 

	Faktorladning			Intercept		
	Norge $\lambda$	Kina $\lambda$	$\Delta\chi^2_{[1]}$	Norge $\nu$	Kina $\nu$	$\Delta\chi^2_{[1]}$
<i>Ros</i>						
Ros1: Gir barnet ros for å oppnå noe på egenhånd	.57	.75	12.84*	5.56	4.31	60.67*
Ros2: Belønner barnet for å oppføre seg bra	.57	.75	.79	3.01	3.60	110.47*
Ros3: Gratulerer barnet når det har fullført en vanskelig oppgave	.67	.78	.16	3.58	3.73	10.04
Ros4: Forteller barnet at du er stolt av det	.64	.65	1.75	3.13	3.11	26.45*
Ros:5: Gir barnet en klem fordi det gjorde deg glad	.48	.72	21.37*	4.58	3.70	103.32*
Ros6: Roser barnet for en god beslutning	.73	.75	7.12	3.33	3.90	57.54*
<i>Elaborering</i>						
Ela1: Utvider barnets erfaringer ved å gi forklaringer og fortelle historier	.70	.70	.14	5.09	4.37	10.52
Ela2: Hjelper barnet å fokusere oppmerksomhet slik at vi får en felles opplevelse	.60	.81	15.39*	6.02	4.76	9.64
Ela3: Tilpasser meg barnets fokus og interesse	.53	.63	4.61	5.50	4.57	16.93*
Ela4: Tar initiativ når jeg leker med barnet	.37	.43	0.90	5.22	3.91	.46
Ela5: Gir barnets opplevelse en mening ved å beskrive ting vi gjør	.65	.63	0.23	5.03	3.91	45.52*
<i>Emosjonell kommunikasjon</i>						
EK1: Det er vanskelig å ha en emosjonell samtale med barnet mitt	.38	.34	1.82	1.53	1.53	4.94
EK2: Jeg viser ikke barnet mitt mye kjærlighet	.55	.66	6.50	1.77	1.80	15.67*
EK3: Jeg sier ikke mye til barnet mitt, bare det nødvendige	.80	.75	.84	1.80	1.42	1.15
EK4: Det er få grunner til å snakke med barnet mitt	.41	.65	18.52*	2.15	1.73	15.37*

\*Variant ved  $p < .001$

## Skalar ekvivalens

Skalar ekvivalens viser til om interceptene i modellen kan holdes like over land, som betyr at skalaene har felles opprinnelse eller målestokk. Som *Tabell 3* viser, er det klare forskjeller i interceptene over land. Kun seks intercept var invariante, og for *Ros* er forskjellene i interceptverdier markante. Dette vises tydelig når modellen ble testet for full skalar invarians (M4), det vil si at alle interceptene ble holdt like over land. Tilpasningsindeksene ble endret til utilfredsstillende verdier ( $\chi^2_{[198]} = 726.819$ ,  $p < .01$ ;  $CFI = .747$ ;  $RMSEA = .092$ ). Denne modellen (M4) ble sammenliknet opp mot den delvis metrisk ekvivalente modellen (M3).

På *Elaborering* og *Emosjonell kommunikasjon* er interceptene i det norske utvalget gjennomgående høyere enn for det kinesiske utvalget, som kan fortolkes som at norske foreldre overrapporterer eller kinesiske foreldre underrapporter bruken av disse praksisene. Ingen av skalaene har fullstendig felles opprinnelse eller målestokk med den mulige konsekvens at pseudoforskjeller i gjennomsnittskårer kan forekomme (Chen, 2008).

For å undersøke om hele målemodellen var delvis skalar ekvivalent, det vil si at skalaenes opprinnelse er tilfredsstillende lik nok til å sammenlikne gjennomsnittsforskjeller, ble det åpnet for at alle variante intercept fritt kunne estimeres. Dette utgjorde totalt ni intercept som er markert med asterisk i *Tabell 3*. Modell 5 (delvis skalar ekvivalent) ble sammenliknet med Modell 3. Det resulterte i nonsignifikante endringer i tilpasningsverdiene for  $\Delta CFI = -.007$  og  $\Delta RMSEA = .002$ , men signifikant endring for  $\Delta\chi^2_{[6]} = 20.82$   $p > .01$ . En svak skalar ekvivalent målemodell ble identifisert, hvor det for skalaen *Ros* kun var mulig å låse ett intercept over land. Dette er minimal ekvivalens i forhold til kravene for å sammenlikne latente gjennomsnitt. For å ta hensyn til målingsvariansen ble gjennomsnittsforskjeller derfor i neste avsnitt estimert med og uten restriksjoner på variante parametere.

## Latente gjennomsnittsforskjeller

For å undersøke forskjeller i bruk av foreldrepraksiser mellom norske og kinesiske foreldre, ble latente gjennomsnitt sammenliknet. Gjennomsnittet ble satt til 0 i det norske utvalget. Variante intercept og faktorladninger fikk fritt estimeres (M5). Sammenlikningene viste at kinesiske foreldre er mindre emosjonelle med barna sine (*Latent gjennomsnittsforskjell* =  $-.30$ ,  $t = -3.687$ ,  $p < .001$ ) og har en tendens til mindre elaborering (*Latent gjennomsnittsforskjell* = -

.171,  $t = -2.272$ ,  $p = .023$ , *ns*). Det fremkom ingen signifikant forskjell i bruk av *Ros* (*Latent gjennomsnittsforskjell* = .108,  $t = 1.077$ ,  $p = .282$ ).

Da målemodellen kun var delvis invariant, ble latente gjennomsnittforskjeller også testet i en modell der samtlige faktorladninger og intercept ble holdt like i gruppene. I denne modellen ble forskjellen i *Elaborering* signifikant (*Latent gjennomsnittsforskjell* = -.440,  $t = -6.36$ ,  $p < .01$ ), mens øvrige resultater ikke endret seg i signifikans. Denne endringen kan trolig tilskrives at målemodellen, når interceptene er påtvunget like verdier, kompenserer for gjennomgående høyere intercept i det norske utvalget med et «forhøyet» latent gjennomsnitt (Chen, 2008). Derfor forstås denne signifikante forskjellen i latent snitt å reflektere ulik bruk av måleinstrumentet og kan følgelig betraktes som et artefakt.

## Sosioemosjonell atferd

### Baselinemodeller

SDQs opprinnelige struktur med fem indikatorer per faktor ble først utprøvd i gruppene separat (se *Vedlegg A*). I det kinesiske utvalget hadde ikke SDQ21 («tenker seg om før hun / han gjør noe») signifikant ladning på sin intenderte faktor *Uoppmerksomhet/rastløshet*, men hadde lav korrelasjon ( $r = .36$ ) med SDQ25 («fullfører oppgaver, god konsentrasjonsevne»). SDQ25 og SDQ21 tilhører samme skala. Indikatorene ble derfor forsøkt slått sammen (item parceling). Denne sammenslåtte indikatoren hadde heller ikke signifikant ladning på *Uoppmerksomhet/rastløshet*. SDQ21 ble derfor fjernet fra målemodellen, slik andre (Porter et al., 2005) som har forsøkt å utvikle ekvivalente måleinstrumenter har gjort. I det kinesiske utvalget ble det på bakgrunn av modifikasjonsindekser åpnet for at residualene til SDQ25 og SDQ24 («redd for mye, lett skremt») fikk korrelere. Dette synes plausibelt basert på indikatorenes til dels overlappende innhold. Tilpasningsindeksene indikerte akseptable verdier ( $\chi^2_{[73]} = 101.35$ ,  $p < .01$ ;  $CFI = .941$ ;  $RMSEA = .035$ ).

I det norske utvalget var det høy residualkorrelasjon mellom SDQ10 og SDQ2, som derfor ble tillatt å samvarierte. Dette førte til akseptable tilpasningsverdier ( $\chi^2_{[73]} = 104.37$ ,  $p < .01$ ;  $CFI = .953$ ;  $RMSEA = .038$ ). Baselinemodellene er gjengitt i *Vedlegg A*.



## Strukturell og metrisk ekvivalens

For testing av strukturell ekvivalens (M1), ble indikatorene tvunget til å lade på samme faktorene over land. I tillegg ble faktorgjennomsnitt og faktorvarians låst med like verdier. Som vist i *Tabell 4* var tilpasningsverdiene for den strukturelt ekvivalente modellen (M1) akseptable. Når faktorladningene ble satt like over land (metrisk ekvivalens), førte dette til en signifikant reduksjon for  $\chi^2$  og CFI ( $\Delta\chi^2_{[14]} = 40.20$ ,  $p < .01$ ;  $\Delta CFI = -.027$ ), men ingen signifikant økning i RMSEA forekom ( $\Delta RMSEA = .006$ ). Dette var forårsaket av at faktorladningen for SDQ1 «Omtenksom, tar hensyn til andre menneskers følelser» var høyere i Norge enn i Kina ( $\Delta\chi^2_{[1]} = 27.54$ ,  $p < .01$ ) (se *Tabell 5*). Det ble åpnet for at denne faktorladningen fritt kunne estimeres i begge gruppene. Det førte til en nonsignifikant reduksjon ( $\Delta\chi^2_{[13]} = 19.46$   $p > .01$ ). Den partielle ekvivalente metriske modellen med én fritt estimert faktorladning ble beholdt. Dermed kan det sies at norske og kinesiske foreldre en felles forståelse av konstruktene slik de er målt i denne oppgaven.

**Tabell 4:**

### *Sosioemosjonell atferd: Testing av ekvivalens i Norge og Kina*

	$\chi^2$	df	p	CFI	RMSEA
M1. Strukturell ekvivalens	205.774	146	<.01	.949	.036
M2. Metrisk ekvivalens	250.417	160	<.01	.922	.042
Δ	40.20	14	<.01	-.027	.006
M3. Delvis metrisk ekvivalent	225.517	159	<.01	.943	.037
Δ	19.46	13	>.01	-.006	.001
M4. Full skalar ekvivalens	529.776	173	<.01	.693	.081
Δ	326.88	14	<.01	-.250	.044
M5. Delvis skalar ekvivalens	282.200	164	<.01	.898	.048
Δ	67.57	5	<.01	-.045	.011

M = modell; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA; root mean square error of approximation; Δ = differanse

## Skalar ekvivalens

Restriksjoner på interceptene over land førte til en betydelig reduksjon i tilpasningsverdiene ( $\Delta\chi^2_{[14]} = 326.88$   $p < .01$ ). De største interceptdifferansene forekom på subskalaene *Prososial atferd* og *Uoppmerksomhet/rastløshet*. Som *Tabell 5* viser, er interceptene høyere i det norske

**Tabell 5:***Sosioemosjonell atferd: standardiserte faktorladninger ( $\lambda$ ), intercept ( $\nu$ ) og  $\Delta\chi^2$* 

	Faktorladning			Intercept		
	Norge $\lambda$	Kina $\lambda$	$\Delta\chi^2_{[1]}$	Norge $\nu$	Kina $\nu$	$\Delta\chi^2_{[1]}$
<i>Prososial atferd</i>						
SDQ1: Omtenksom, tar hensyn til andres følelser	.80	.40	27.54*	2.86	2.55	31.81*
SDQ4: Deler gjerne med andre barn	.50	.50	.24	2.45	2.39	6.75*
SDQ9: Hjelpsom hvis noen er såret, lei seg	.70	.60	.14	2.86	2.30	6.53
SDQ17: Snill mot yngre barn	.53	.49	.54	3.61	2.65	13.50*
SDQ20: Tilbyr seg ofte å hjelpe andre	.50	.62	.98	1.97	2.55	47.42*
<i>Emosjonelle uttrykk/symptomer</i>						
SDQ3: Klager ofte over hodepine, vondt i magen	.50	.25	1.50	.37	.42	.11
SDQ8: Mange bekymringer	.69	.53	.01	.37	.54	3.86
SDQ13: Ofte lei seg, nedfor eller på gråten	.65	.63	.23	.29	.47	3.08
SDQ16: Nervøs eller klengete i nye situasjoner, lett utrygg	.32	.54	6.39	.91	1.24	8.46*
SDQ24: Redd for mye, lett skremt	.41	.35	2.51	.61	.47	8.97*
<i>Uoppmerksomhet/rastløshet</i>						
SDQ2: Rastløs, overaktiv, kan ikke være lenge i ro	.49	.53	.24	.71	1.39	82.53*
SDQ10: Stadig urolig eller i bevegelse	.45	.65	2.25	.79	.73	51.99*
SDQ15: Lett avledet, mister lett konsentrasjonen	.76	.65	.16	.86	1.15	1.62
SDQ25: Fullfører oppgaver, god konsentrasjonsevne	.59	.31	6.23	1.20	1.82	63.73*

\*Variant ved  $p < .001$

utvalget på indikatorene tilhørende *Prososial atferd*, dog foruten SDQ20. Det viser en tendens blant norske foreldre til lettere å si seg enige i positivt formulerte påstander om sitt barns prososiale atferd. Motsatt er interceptene lavere i det norske enn i det kinesiske utvalget for skalaen *Uoppmerksomhet/rastløshet*, som viser en høyere terskel blant norske foreldre for å rapportere symptomer på uoppmerksomhet og rastløshet hos sine barn.

For at målemodellen skal kunne identifiseres, er det tilstrekkelig at ett intercept per faktor kan holdes likt over gruppene (Byrne, 2012). Det ble følgelig satt restriksjoner på alle invariante intercept, det vil si 9 av 14 ble fritt estimert. Denne modellen (M5) ble testet opp mot M3. Dette førte til nonsignifikante endringer i tilpasningsverdiene for  $\Delta RMSEA = .011$ , men ikke for  $\Delta \chi^2_{[5]} = 67.57, p < .01$  og  $\Delta CFI = -.045$ . Som denne diskrepansen i tilpasningsverdier viser, har foreldrene ulike standarder for å sammenlikne barna sine. Denne forskjellen må dermed tas i betraktning av fortolkningen av latente gjennomsnittforskjeller estimeres, som her gjøres ved å estimere snittene med og uten restriksjoner på variante parametere.

## **Forskjeller i sosioemosjonell atferd hos norske og kinesiske barn**

Latente gjennomsnittsforskjeller i foreldrenes oppfatning av barns sosioemosjonelle atferd ble testet både i M4 og M5. Hensikten var altså å undersøke om variante intercept, forstått som ulike standarder å vurdere barna sine opp i mot, ville påvirke potensielle gjennomsnittsforskjeller. Latente gjennomsnitt ble først estimert i den delvis skalare ekvivalente modellen (M5). Gjennomsnittet ble i det norske utvalget satt til 0. Norske foreldre oppfatter barna sine som mer prososiale enn kinesiske foreldre (*Latent gjennomsnittsforskjell* =  $-.527, t = -4.122, p < .01$ ), mens kinesiske foreldre opplever barna sine som mer emosjonelle (*Latent gjennomsnittsforskjell* =  $.402, t = 4.451, p < .01$ ) og mer uoppmerksomme/rastløse (*Latent gjennomsnittsforskjell* =  $.453, t = 4.062, p < .01$ ). Tilsvarende signifikante forskjeller i latente gjennomsnitt mellom gruppene fremkom i modellen hvor samtlige intercept ble holdt like (M4). Imidlertid ble gjennomsnittsforskjellen på skalaen *Uoppmerksomhet/rastløshet* i M4 betydelig forhøyet (*Latent gjennomsnittsforskjell* =  $.954, t = 8.113, p < .01$ ) sammenliknet med i M5. Dette viser at forskjellene delvis kan tilskrives ulike standarder for rapportering av uoppmerksomhet og rastløshet hos norske og kinesiske foreldre, men ikke i en slik grad at gjennomsnittsforskjellen når responsstil tas i betraktning ikke lenger er statistisk signifikant. Mindre endringer i latente gjennomsnitt forekom for

*Prosocial atferd* (Latent gjennomsnittsforskjell =  $-.369$ ,  $t = -3.486$   $p < .01$ ) og *Emosjonelle symptomer/uttrykk* (Latent gjennomsnittsforskjell =  $.326$ ,  $t = 3.154$ ,  $p < .01$ ) i M4.

## Latente faktorkorrelasjoner

For å undersøke hvordan foreldrepraksisene er relatert til barnas sosioemosjonelle atferd, ble latente faktorkorrelasjoner beregnet. *Tabell 6* viser faktorinterkorrelasjonene mellom foreldrepraksisene og barnas sosioemosjonelle atferd. Korrelasjonene er gjennomgående lave ( $r < .30$ )<sup>8</sup>. I Norge er det å rose barnet sitt relatert til barnets prososiale atferd, mens det ikke er en sammenheng mellom *Ros* og *Prosocial atferd* i Kina. Tilsvarende forskjell vises for *Emosjonell kommunikasjon* og *Prosocial atferd*; kun i det norske utvalget er det å samtale med barnet om følelser positivt assosiert med barnets prososial atferd. *Emosjonell kommunikasjon* er imidlertid negativt korrelert med *Emosjonelle symptomer* og *Uoppmerksomhet/rastløshet* i både Norge Kina, mens kinesiske foreldre elaborerer med barn som de oppfatter som oppmerksomme.

**Tabell 6:**

*Latente faktorkorrelasjoner mellom foreldrepraksiser og sosioemosjonell atferd*

		<u>Foreldrepraksiser</u>		
		<i>Ros</i>	<i>Elaborering</i>	<i>Emosjonell kommunikasjon</i>
<u>Sosio-emosjonell atferd</u>	<i>Prosocial atferd</i>	.24*/.01	.14/.04	23*/.02
	<i>Emosjonelle symptomer/uttrykk</i>	-.06/-.18	-.08/-.15	-.20*/-.25*
	<i>Uoppmerksomhet/rastløshet</i>	-.04/-.05	-.12/-.20*	-.28*/-.26*

\* $p < .01$

Latente korrelasjoner i det norske utvalget før skråstrek

For å teste om korrelasjonene mellom foreldrepraksiser og sosioemosjonell atferd er signifikant forskjellig mellom Norge og Kina, ble Satorra-Bentler  $\Delta\chi^2_{[1]}$  regnet ut ved å sammenlikne  $\chi^2$  fra en modell der alle faktorkorrelasjoner fritt kunne estimeres med  $\chi^2$  fra en

<sup>8</sup> Faktorinterkorrelasjonene kan være noe underestimert fordi data opprinnelig er kategoriske, men behandles som kontinuerlige variabler. Noen av indikatorene har også få svarkategorier og en viss grad av nonnormal fordeling, som kan redusere faktorinterkorrelasjonene (Byrne, 2012).

modell der korrelasjonen som ble testet for signifikans var låst. Det fremkom kun signifikant forskjell på sammenhengen mellom *Ros* og *Prososial atferd* ( $\Delta\chi^2_{[1]} = 4.23, p < .05$ ), der korrelasjonen er høyere i Norge enn i Kina. Sammenhengen mellom *Emosjonell kommunikasjon* og *Prososial atferd* var ikke signifikant forskjellig ( $\Delta\chi^2_{[1]} = 2.51, p > .05$ ).

# Diskusjon

Denne oppgaven sammenliknet norske og kinesiske foreldres selvrapporterte bruk av foreldrepraksisene *Ros*, *Elaborering* og *Emosjonell kommunikasjon*, samt deres vurdering av barnas *prososiale atferd*, *uoppmerksomhet/rastløshet* og *emosjonelle uttrykk*. Ved å bringe inn det norske verdigrunnlaget, var hensikten å bidra til mer kunnskap om midlene foreldre i ulike kulturer bruker i sosialiseringen av barn og hvordan kultur påvirker foreldres oppfatning av barns atferd.

## Foreldrepraksiser

### Ros og Elaborering

Analysen av foreldrepraksisene *Ros* og *Elaborering* viste at norske og kinesiske foreldre roser barnet sitt like mye og i tilsvarende grad er opptatt av å ta barnets perspektiv og utvide dets opplevelse. Da ros er forstått å være kontrært til flere konfutsianske og kollektivistiske sosialiseringsmål (Henderlong & Lepper, 2002; Ng et al., 2007) og fordi kinesiske foreldre er beskrevet som lite kommunikative og elaborerende med sine barn (Bond, 1991; Wang et al., 2000), var disse resultatene noe uventede.

En forklaring på at gjennomsnittsforskjeller i bruk av ros og elaborering viskes ut i denne analysen kan være en «reduert» kulturell distanse mellom norsk og kinesisk kultur i forhold til tidligere sammenlikninger og sammenlikningsgrunnlag. Et skandinavisk sosialiseringsmål som «Janteloven» begrenser kanskje norske foreldres rosing av sine barn. Til forskjell fra amerikanske foreldre, som har vært kinesernes referanse i tidligere studier av ros (Ng et al., 2007) og som roser betydelig mer enn svenske foreldre (K. Junefelt & T. Tulviste, 1997; Wang et al., 2008), er norske mødre og fedre sannsynligvis mer tilbakeholdne med positive tilbakemeldinger. Samtidig har sosioøkonomiske endringer i Kina hatt en betraktelig innvirkning på barneoppdragelsen. Dagens urbane kinesiske foreldre anser praksisene de selv ble utsatt for som uhensiktsmessige for å fostre velfungerende barn, og strategier for å utvikle barnets autonomi får derfor en sentral plass (Way et al., 2013). De er opptatt av å lytte til barnets tanker og valg; barnet betraktes som en kommunikativ partner. Det kan antas at en slik trend fanges opp i foreldrenes tendens til både elaborering og rosing.

En annen forklaring på at det ikke forekom forskjeller kan være hvordan *Ros* og *Elaborering* er operasjonalisert i denne oppgaven. Som nevnt roser kinesiske foreldre barna sine i forkant av dets atferd for å formidle krav og forventninger (Wang et al., 2008). Denne rosen er antatt å være utypisk i individualistiske kulturer fordi den underminerer barnets opplevelse av autonomi og er således lite studert. Imidlertid differensierer ikke skalaen i denne oppgaven mellom ros med betingelser/føringer fra ros for selvinitiert atferd, slik at foreldrene kan rapportere begge former. Det er argumentert for at bruken av ros i kollektivistiske kulturer er underestimert på grunn av en snever operasjonalisering basert på en vestlig forståelse av fenomenet (Wang et al., 2008). En bredere tilnærming til å måle ros i denne oppgaven fanger derfor kanskje opp flere aspekter ved fenomenet, og gir kanskje en bedre indikasjon på hvor frekvent foreldre i Kina faktisk anvender denne praksisen. Tilsvarende kan elaboreringsskalaen måle diverse kvalitative aspekter ved kommunikasjonen – fra utdypning av moralske regler til barnets meninger – slik at kinesiske foreldre ikke nødvendigvis kan beskrives som gjennomgående mindre kommunikative, selv om de med all formodning fokuserer på andre aspekter i barnets opplevelsesverden enn norske og vestlige foreldre. Disse resultatene viser altså at foreldrepraksiser som fortrinnsvis forstås som effektive midler i sosialiseringen mot individualistiske verdier anvendes i tilsvarende grad av foreldre i en kollektivistisk kultur. Funnene tilføyer således mer nyansert kunnskap om foreldreatferd og viser at et dikotomt perspektiv på kulturforskjeller i oppdragelse ikke er tilstrekkelig dekkende.

## Emosjonell kommunikasjon

Analysen av foreldrepraksisen *Emosjonell kommunikasjon* viste at norske foreldre har mer emosjonell dialog med barna sine enn kinesiske foreldre. Selv om flere kvalitative og kvantitative studier (Evans, 2012; Wang, 2013; Way et al., 2013) indikerer at kinesiske foreldre er mer opptatt av å samtale med barna sine om følelser enn tidligere, føyer dette resultatet seg inn rekken av funn som viser at kinesiske foreldre gjennomgående kommuniserer mindre om emosjonelle tema (Porter et al., 2005; Wang, 2001). Det må imidlertid påpekes at innholdsvaliditeten til skalaen *Emosjonell kommunikasjon* ble svært forringet. Halvparten av indikatorene i spørreskjemaet som var inkludert for å tappe denne foreldrepraksisen viste seg å være urelatert til konstruktet og ble følgelig fjernet (se Vedlegg C). Selv om det argumenteres for at en skalas innholdsvaliditet tilstrekkelig kan bevares med tre til fire indikatorer (Porter et al., 2005), synes den innholdsmessige bredden til *Emosjonell*

*kommunikasjon* å være forminsket. Norske og kinesiske foreldre ble derfor sammenliknet med en skala hvor bare to av fire indikatorer direkte måler emosjonell dialog, mens resterende indikatorer fanger opp mer generell kommunikasjon. Å plassere resultatene fra denne skalaen i sammenheng med annen empiri på emosjonell kommunikasjon mellom foreldre og barn, er derfor vanskelig. Mindre spissformulerte påstander og flere responskategorier kan være en løsning på å måle dette konstruktet bedre i fremtidige studier eller oppgaver.

## **Barnas sosioemosjonelle atferd**

### **Prososial atferd og uoppmerksomhet/rastløshet**

Analysene av foreldrevurderingene viste at kinesiske foreldre oppfatter sine barn som mindre prososiale og mer uoppmerksomme/rastløse enn norske foreldre. Disse resultatene strider delvis med hva man kan forvente ut i fra kulturelle verdier og funn i observasjonsstudier, der kinesiske barn vurderes som betydelig mer hjelpsomme og viser bedre selvreguleringsevne enn nordamerikanske jevnaldrende (Chen, 2010). Imidlertid sammenfaller resultatene i oppgaven med funn i et fåtall studier med foreldrevurderinger (e.g. Gao et al., 2013). En svakhet ved disse studiene er de kun er basert på sammenlikninger av normdata, hvor det er forskjeller i barnas alder og invarianstesting ikke er gjort, noe som gjør resultatene vanskelig å fortolke. Det er derfor uvisst om forskjellene i observerte gjennomsnitt er reelle eller skyldes ulike forventninger til barna (e.g. kinesiske foreldre bedømmer barna sine strengere enn foreldre i vestlige kulturer (Gao et al., 2013)). I oppgaven ble denne hypotesen adressert ved å undersøke systematisk interceptvarians med den forståelsen at høyere forventninger hos kinesiske foreldre ville reflekteres i gjennomgående høyere intercept på disse skalaene (Chen, 2008). Analysene viste en tendens til dette, især for rapportering av barnas uoppmerksomhet/rastløshet, men ikke i den grad at signifikante gjennomsnittsforskjeller bortfalt da responsstil ble tatt i betraktning. Dette ble gjort ved å estimere latente gjennomsnitt uten restriksjoner på variante intercept (se *Latente gjennomsnittsforskjeller*). Disse analysene kan dermed delvis utelukke at måter å besvare spørreskjemaet på kan forklare funnene. I tillegg var det heller ikke forskjeller mellom barnas alder i utvalgene i denne oppgaven.

Sammenlikninger av styrken på den latente korrelasjonen mellom foreldrenes oppfatning av barnets prososiale atferd og bruken av foreldrepraksisen *Ros*, indikerte imidlertid en annen mekanisme som kan forklare gruppeforskjeller i barnas prososialitet. Mens sammenhengen



nærmet seg moderat styrke i det norske utvalget, var det ingen signifikant assosiasjon i det kinesiske. Med andre ord fremmer og responderer norske foreldre til barnets prososiale atferd med ros, mens denne strategien ikke synes å være tilsvarende hensiktsmessige for kinesiske foreldre. Kanskje er det å rose barnet for prososial atferd mindre naturlig i kinesisk kultur hvor å dele og andre prososiale handlinger er en plikt.

En annen årsak til at kinesiske foreldre vurderer sine barn som mindre prososiale og mer uoppmerksomme/rastløse, kan være ulik informasjonstilgang og attribusjoner av barnets atferd (Seifer, et al., 2004). Disse faktorene kan også forklare inkongruensen mellom resultater fra foreldrevurderinger og atferdsobservasjoner, hvor kinesiske barn altså av trente observatører gjennomgående vurderes som mer prososiale og med bedre selvreguleringsevne enn barn fra vestlige kulturer (Chen, 2010). I utvalgene i denne oppgaven er betydelige flere kinesiske foreldre i fulltidsjobb og en større andel av de kinesiske barna er i barnehage. I tillegg vet man at kinesiske foreldre «trener» sine barn fra tidlige alder, især i akademiske ferdigheter (Lieber, Fung, & Leung, 2006), mens lek og fri utfoldelse kan sies å være sentral del av barneoppdragelsen i Norge. Disse aspektene kan påvirke hvor mye og hva foreldrene observerer og hvordan dette blir attribuert. Rastløshet er ikke særlig problematisk på lekeplassen, der barnet også får muligheten til å vise prososiale handlinger overfor jevnaldrende (og for norske barn også overfor søsken). Til sammenlikning er uro forstyrrende når foreldrene skal lære barnet å tegne, lese, skrive, osv., samtidig som det er en kontekst hvor det å være prososial i mindre grad får utspille seg.

Videre så er det flere som har argumentert og delvis funnet støtte for at kinesiske enebarn er mindre prososiale enn barn med søsken og følgelig forklart dette med at enebarna behandles som små keisere eller keiserinner (Cameron et al., 2013; Yao et al., 2009). På grunn av det lave antallet kinesiske barn med søsken i denne oppgaven, kunne denne påstanden ikke adresseres med strukturell likningsmodellering<sup>9</sup>. Fong (2007) mener imidlertid at det ikke er enebarnstatus per se som er forklaringen, men heller kompleksiteten innføringen av ettbarnsreformen sammen med Kinas sosioøkonomiske utvikling har medført for barneoppdragelsen. Sosialiseringen mot både autonomi og relasjoner synes på et teoretisk plan å være begripelig, men i hverdagen kan det for kinesiske foreldre være svært utfordrende å kommunisere, samt for barnet å forstå nyansene i å opptre som et autonomt men samtidig relasjonelt selv. Disse vanskene med å kommunisere situasjonsbetinget ønsket atferd fører til

---

<sup>9</sup> Sammenlikninger av observerte skårer støttet ikke denne hypotesen: ( $t[319] = .166, p = .87$ ).

frustrasjon mellom barn og foreldre med den konsekvens at foreldrene oppfatter barna som vanskelig å ha med å gjøre (Fong, 2007). Denne gjennomgående misnøyen med dagens unge reflekteres sannsynligvis i foreldrenes vurdering av barnas prososiale egenskaper. Når sammenlikningsgrunnlaget her er norske barn, som sosialiseres mot uselviskhet og edelhet (Bond & Lun, 2014), gjør dette forskjellen i prososial atferd i favør norske barn enda mer plausibel. I tillegg er flertallet av observasjonsstudiene av kinesiske barns prososiale ferdigheter fra begynnelsen av 90-tallet. Med Kinas utvikling er det grunn til å anta at disse resultatene kan være utdaterte. Nye atferdsobservasjoner - og kanskje med et nytt sammenlikningsgrunnlag – samt flere kvalitative studier, kan bidra til å besvare spørsmålet om hvorfor kinesiske foreldre vurderer barna sine som mindre prososiale.

## **Emosjonelle uttrykk**

Analysen av barnets emosjonelle uttrykk viste at kinesiske foreldre oppfatter barna sine som mer emosjonelle enn norske foreldre. Dette resultatet sammenfaller med funn i diverse andre studier (Du et al., 2008; Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015; Weine et al., 1995). I tillegg er det funnet en normaliseringstendens hos norske foreldre til barns emosjonelle uttrykk (Heiervang, Goodman, & Goodman, 2008), som kanskje gjør at gjennomsnittsforskjellen i denne oppgaven tilsynelatende er større enn i tidligere krysskulturelle sammenlikninger av kinesiske og vestlige barn (se *Vedlegg E*). Resultatene er forenlige med hypotesen om at kulturelle krefter kanaliserer underliggende vansker hos kinesiske barn til å manifestere seg som redsel og tristhet fremfor regelbrytende atferd (Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015). Å undertrykke heller enn å utagere er adaptivt for barnet fordi en eksternaliserende mestringsstil virkelig er aktet som uforenlig med kinesiske verdier. Uten å ha sammenliknet gjennomsnittsforskjeller i aggressive uttrykk hos norske og kinesiske barn, kan ikke denne hypotesen adresseres i oppgaven, men analysene gir altså støtte for at kinesiske foreldre oppfatter sine barn som mer emosjonelle.

Selv om noen mener at et høyere nivå av angst, tristhet og andre former for emosjonelle uttrykk hos kinesiske barn er normalreaksjoner på kulturelle krefter og ikke må forstås som patologi (Liu et al., 2011; Wang & Zhao, 2015), uttaler andre likevel en bekymring for at kinesiske foreldre og voksne synes å være lite sensitive overfor og bevisste på barns emosjonelle symptomer (Chen & Li, 2000). Ekspertene på barneoppdragelse i Kina har derfor tatt til orde for mer emosjonell kommunikasjon mellom kinesiske foreldre og barn (Evans,

2012). I likhet med flere studier (se for eksempel Doan & Wang, 2010) viser denne oppgaven at emosjonell dialog er negativt relatert til foreldrenes vurdering av barnets emosjonelle symptomer, som dermed gir mer støtte til denne oppfordringen. Imidlertid er en annen fortolkning av assosiasjonen at kinesiske foreldre inngår en emosjonskritiserende stil i den emosjonelle kommunikasjonen (Wang, 2001). Denne stilen demper kanskje barnets emosjonelle uttrykk, men fremmer tenkelig en utvikling mot emosjonelle undertrykkelse.

## Målemodeller

Et mål med denne oppgaven var å utvikle en krysskulturelt ekvivalent målemodell av foreldrepraksiser, samt å tilpasse et eksisterende instrument for kartlegging av barns sosioemosjonelle atferd til de respektive utvalgene. Selv om invarianstesting tilnærmet er et krav innen det krysskulturelle feltet, er analysestrategien i flertallet av sammenlikninger av kinesiske og vestlige foreldre og barn ikke blitt tatt i bruk (Huntsinger & Jose, 2009) eller avsluttet etter at svak (metrisk) eller delvis svak invarians er oppnådd (Porter et al., 2005; Wu et al., 2002). Fordi invarians kan medføre pseudoforskjeller i både latente gjennomsnitt og korrelasjoner (Chen, 2008), søkte denne oppgaven å ligge tettest mulig opp mot statistiske anbefalinger for krysskulturell analyse.

For både foreldrepraksisene og sosioemosjoenll atferd var det betydelige forskjeller i intercept, samt noen variante faktorladninger. For å undersøke konsekvensen av dette på latente snitt, ble gjennomsnittforskjeller på konstruktene testet i modeller med og uten restriksjoner på variante parametere. Kun for foreldrepraksisen *Elaborering*, der interceptene var gjennomgående høyere i det norske utvalget, påvirket dette snittet nevneverdig. Simuleringsstudier har vist at systematisk høyere intercept i referansegruppen (her: Norge) fører til et overestimert latent snitt og således en pseudoforskjell mellom gruppene (Chen, 2008). Følgelig ble gjennomsnittene for *Elaborering* i modellen uten restriksjoner på variante parametere vurdert som mest valid. For foreldrevurderingene av barnas sosioemosjonelle egenskaper ble tilsvarende prosedyre fulgt uten at dette signifikant endret gjennomsnittsforskjellene. Med akseptable tilpasningsverdier og delvis ekvivalente faktorladninger, synes samtlige konstrukter å være av betydning for både kinesiske og norske foreldre. Videre virker egenskapene ved de endelige målemodellene å være tilstrekkelig ekvivalente for å sammenlikne gjennomsnittsforskjeller og assosiasjoner, selv om altså noen

vil argumentere for at latente snitt og korrelasjoner ikke kan estimeres uten at full invarians er innfridd (van de Vijver & Leung, 2011).

Et viktig aspekt ved krysskulturell analyse som ikke lar seg adressere med statistiske analyser, er konstruktunderrepresentasjon (Fischer & Fontaine, 2011). Selv om det er lyktes å gjenskape en vestlig og norsk forståelse av foreldrepraksiser og barns sosioemosjonelle atferd i Kina, er det likevel mulig at kan sentrale aspekter ved kinesernes forståelse av konstruktene kan være utelatt. Konstruktunderrepresentasjon kan for eksempel ikke utelukkes som forklaring på denne oppgavens og andres funn om at kinesiske foreldre vurderer sine barn som mindre prososiale. Forfatteren bekjent er dette resultatet kun vist med SDQ, hvor prososial atferd altså måles med fem indikatorer. Konfirmatorisk faktoranalyse kan ikke avdekke om indikatorer for å måle den fulle forståelsen av prososial atferd i Kina ikke er inkludert. Fokusgrupper og ekspertvurderinger for å utvikle instrumenter som dekker hele innholdet i prososial atferd kan løse dette. Imidlertid skal det sies at SDQ fanger bredere enn hvordan prososial atferd er operasjonalisert i atferdsobservasjoner, der det som oftest bare er definert som det å dele goder rettferdig (Rochat et al., 2009; Stewart & McBride-Chang, 2000), samt at en utbredt bruk av SDQ i Kina indikerer at spørreskjemaets skalaer er relevante. Likevel er det altså viktig å understreke at norske og kinesiske foreldre er sammenliknet på norske/vestlige definisjoner av konstruktene.

Et annet aspekt ved analysene som kan diskuteres, er valg av estimator. Det er debattert innen strukturell likningsmodellering når kategoriske data kan betraktes som kontinuerlige variabler. Analysene i denne oppgaven ble kjørt med en estimator som behandler data som kontinuerlig indikatorer, selv om avstanden mellom svarkategoriene ikke er like og data derfor per definisjon er kategoriske. Byrne (2012) har gjennomgått studier som har undersøkt effekten av å analysere kategoriske variabler som kontinuerlige, og konkluderer med at når data ikke er dikotome og er tilnærmet normalfordelte, er forskjellene i estimeringsmetoder minimale. Litteraturen for invarianstesting av ordinaldata er også mindre enn for kategoriske variabler, og samlet vurderte forfatteren derfor, som en novise med SEM, at å bruke MLM-estimatoren var den mest optimale løsningen i denne oppgaven. MLM-estimatoren har en skaleringskorreksjon for nonnormalitet.

I fremtidige analyser er det også ønskelig både å utvide målemodellen og den strukturelle modellen. Det er dokumentert at far-sønn, far-datter, mor-sønn og mor-datter dyader er unike relasjoner (Porter et al., 2005). Især i kinesisk kultur med far som familiens overhode og en

preferanse for guttebarn, kan dette gi andre sammenhenger enn i norsk kultur hvor formodentlig foreldre er mer likestilte og jente- og guttebarn har lik verdi. For å undersøke eventuelle modererende effekter av kjønn på gjennomsnittsforskjeller, må invarians for målemodellene etableres både for foreldrenes og barnas kjønn. I tillegg er det ønskelig å utvide den strukturelle modellen med diverse aspekter ved foreldrene. En av hovedinnvendingene mot foreldrevurderinger er at disse er subjektive fordi de like mye kan reflektere forhold ved foreldrene som barna (Seifer, 2002). Foreldrenes egen grad av emosjonelle symptomer, mestringstro og selvtillit er alle forhold som kan virke inn på hva de ser i sine barn, og som varierer mellom foreldre i ulike kulturer. Å undersøke om og eventuelt hvordan disse faktorene påvirker foreldrevurderingene, er viktig for å forstå årsaken til resultatene. At disse aspektene ikke er adressert i analysene, er en begrensning ved oppgaven.

## Veien videre

Bakgrunnen for krysskulturelle studier er at kultur posisjonerer grupper av mennesker relativt til hverandre på konstrukter, samt at kultur moderer forholdet mellom konstruktene. Kultur skaper altså gjennom én eller flere faktorer forskjeller mellom grupper av mennesker. Ved å spesifisere hvilke faktorer dette er og kontrollere for disse, vil gruppeforskjeller forsvinne og årsaken til kulturforskjeller synes forklart (Bond & van de Vivjer, 2011). Bond og van de Vivjer (2011) har tatt til orde for at mer av forskningen innen det krysskulturelle feltet bør ha dette fokuset heller enn å dokumentere gjennomsnittsforskjeller og forskjeller i styrken på assosiasjoner.

Som en av de første oppgavene med et norsk utvalg, var det imidlertid naturlig å starte med gjennomsnittsforskjeller og korrelasjoner. Hensikten var å undersøke hvordan det norske verdigrunnlaget plasserer norske foreldre og barn relativt til kinesere på konstrukter som kineserne har vært sammenliknet med nordamerikanere på utallige ganger tidligere. Dette kan sies å ha tilføyhet mer kunnskap om foreldreatferd og foreldres vurdering av barns sosioemosjonelle egenskaper. Som eksempler er en nonsignifikant forskjell i bruken av foreldrepraksisen *Ros* og at kinesiske foreldre vurderer barna sine som mindre prososiale enn norske foreldre. Dette er avvikende resultater fra studier med et nordamerikansk sammenlikningsgrunnlag. Videre ble det med estimeringen av latente korrelasjoner undersøkt potensielle faktorer som kan skape kulturforskjeller (e.g. forskjellen i styrken på assosiasjonen mellom *Ros* og prososial atferd), men det ble ikke testet om *Ros* medierer denne

forskjellen. I fremtidige analyserer er det derfor ønskelig i større grad å fokusere på forklaringer av forskjellene. Dette behovet blir kanskje aller tydeligst når gjennomsnittsforskjeller avviker fra hva man skulle forvente ut i fra kulturelle verdier og sosialiseringsmål, slik som at kinesiske foreldre vurderer barna sine som mer uoppmerksomme/rastløse. Attribusjon og informasjonstilgang er nevnt som én mulig forklaring, men fremtidige studier bør teste denne og andre forklaringer empirisk. Det handler altså om å spesifisere faktoren som skaper kulturforskjell – alt fra responsstil til antall timer og spesifikke situasjoner foreldrene har med barnet – for å kunne kontrollere for den utslagsgivende faktoren med for eksempel variansanalyse med kovariat (Bond & van de Vivjer, 2011).

# Litteraturliste

Arnett, J. J. (1995). Broad and Narrow Socialization: The Family in the Context of a Cultural Theory. *Journal of Marriage and Family*, 57(3), 617-628. doi: 10.2307/353917.

Avant, G. R., & Knutsen, K. P. (1993). Understanding cultural differences: Janteloven and social conformity in Norway. *Et cetera: A review of general semantics*, 50(4), 449-460.

Baer, D., Curtis, J., Grabb, E., & Johnston, W. (1996). What values to people prefer in children? A comparative analysis of survey evidence from fifteen countries. I C. Seligman, J. M. Olson & M. P. Zanna (Red.), *The psychology of values: Vol. 6. The Ontario symposium* (s. 299-328). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

BBC. (2015). *China Country Profile*. Hentet 27.04.2015 fra <http://www.bbc.com/news/world-asia-pacific-13017877>.

Bond, M. H. (1991). *Beyond the Chinese Face: Insights from Psychology*. Hong Kong: Oxford University Press.

Bond, M. H., & Lun, V. M.-C. (2014). Citizen-making: The role of national goals for socializing children. *Social Science Research*, 44, 75-85.

Bond, M. H., & van de Vijver, F. J. R. (2011). Making Scientific Sense of Cultural Differences in Psychological Outcomes: Unpacking the Magnum Mysterium. I D. Matsumoto & F. J. R. van de Vijver (Red.), *Cross-Cultural Research Methods in Psychology* (s. 75-100). New York: Cambridge University Press.

Bromgard, G., Trafimow, D., & Linn, C. (2014). Janteloven and the expression of pride in Norway and the United States. *Journal of Social Psychology*, 154(5), 375-378.

Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.

Cameron, L., Erkal, N., Gangadharan, L., & Meng, X. (2013). Little emperors: behavioral impacts of China's One-Child Policy. *Science*, 339(6122), 953-957.

Camras, L., Kolmodin, K., & Chen, Y. (2008). Mothers' self-reported emotional expression in Mainland Chinese, Chinese American and European American families. *International Journal of Behavioral Development*, 32(5), 459-463.

Chao, R. K. (1996). Chinese and European American Mothers' Beliefs about the Role of Parenting in Children's School Success. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 27(4), 403-423.

Cheah, C. S. L., Leung, C. Y. Y., Tahseen, M., & Schultz, D. (2009). Authoritative Parenting Among Immigrant Chinese Mothers of Preschoolers. *Journal of Family Psychology*, 23(3), 311-320. doi:10.1037/a0015076.

Cheah, C. S. L., & Rubin, K. H. (2003). European American and Mainland Chinese Mothers' Socialization Beliefs Regarding Preschoolers' Social Skills. *Parenting*, 3(1), 1-21.

Cheah, C. S. L., & Rubin, K. H. (2004). European American and Mainland Chinese mothers' responses to aggression and social withdrawal in preschoolers. *International Journal of Behavioral Development*, 28(1), 83-94.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504.

Chen, F. F. (2008). What happens if we compare chopsticks with forks? The impact of making inappropriate comparisons in cross-cultural research. *J Pers Soc Psychol*, 95(5), 1005-1018.

Chen, X. (2010). Social and emotional development in Chinese children. I M. H. Bond (Red.), *The Oxford Handbook of Chinese Psychology* (s. 37-52). New York: Oxford University Press.

Chen, X., & French, D. C. (2008). Children's social competence in cultural context. *Annu Rev Psychol*, 59, 591-616.

Chen, X., & Li, B.-s. (2000). Depressed mood in Chinese children: Development significance for social and school adjustment. *International Journal of Behavioral Development*, 24(4), 472-479.

Chen, X., & Li, D. (2012). Parental encouragement of initiative-taking and adjustment in Chinese children from rural, urban, and urbanized families. *J Fam Psychol*, 26(6), 927-936.



- Chen, X., Li, D., Li, Z., Li, B., & Liu, M. (2000). Sociable and prosocial dimensions of social competence in Chinese children: common and unique contributions to social, academic, and psychological adjustment. *Dev Psychol*, 36(3), 302-314.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255.
- Chuang, S. S., & Su, Y. (2009). Do we see eye to eye? Chinese mothers' and fathers' parenting beliefs and values for toddlers in Canada and China. *J Fam Psychol*, 23(3), 331-341.
- Darling, N., & Steinberg, L. (1993). Parenting style as context: An integrative model. *Psychological Bulletin*, 113(3), 487-496.
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292-307.
- Denham, S., Warren, H., von Salisch, M., Benga, O., Chin, J.-C., & Geangu, E. (2011). Emotions and Social Development in Childhood. I P. K. Smith, & C. H. Hart (Red.), *The Wiley-Blackwell Handbook of Childhood Social Development* ( s. 413-433). West-Sussex, UK: Blackwell Publishing Ltd.
- Doan, S. N., & Wang, Q. (2010). Maternal discussions of mental states and behaviors: relations to emotion situation knowledge in European American and immigrant Chinese children. *Child Dev*, 81(5), 1490-1503.
- Dong, Y., & Peng, C.-Y. J. (2013). Principled missing data methods for researchers. *SpringerPlus*, 2, 222. doi: 10.1186/2193-1801-2-222.
- Du, Y., Kou, J., & Coghill, D. (2008). The validity, reliability and normative scores of the parent, teacher and self report versions of the Strengths and Difficulties Questionnaire in China. *Child Adolesc Psychiatry Ment Health*, 2(1), 8. doi: 10.1186/1753-2000-2-8.
- Evans, H. (2012). The Intimate Individual: Perspectives from the Mother-Daughter Relationship in Urban China. I A. Kipnis (Red.), *Chinese Modernity and the Individual Psyche* (s. 119-148). New York: Palgrave Macmillan.

Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS: (and sex and drugs and rock 'n' roll)*. Los Angeles: SAGE.

Fischer, R., & Fontaine, J. R. J. (2011). Methods for Investigating Structural Equivalence. In D. Matsumoto & F. J. R. van de Vijver (Red.), *Cross Cultural Research Methods in Psychology* (s. 179-215). New York: Cambridge University Press.

Fong, V. L. (2007). Parent-Child Communication Problems and the Perceived Inadequacies of Chinese Only Children. *Ethos*, 35(1), 85-127.

Gao, X., Shi, W., Zhai, Y., He, L., & Shi, X. (2013). Results of the parent-rated Strengths and Difficulties Questionnaire in 22,108 primary school students from 8 provinces of China. *Shanghai Arch Psychiatry*, 25(6), 364-374.

Gardiner, H. W., & Kosmitzki, C. (2011). *Lives Across Cultures: Cross-Cultural Human Development*. Boston, MA: Pearson.

Goodman, R. (2001). Psychometric properties of the strengths and difficulties questionnaire. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 40(11), 1337-1345.

Greenfield, P. M., Keller, H., Fuligni, A., & Maynard, A. (2003). Cultural pathways through universal development. *Annu Rev Psychol*, 54, 461-490.

Gross, J. J., & John, O. P. (1997). Revealing Feelings: Facets of Emotional Expressivity in Self-Reports, Peer Ratings, and Behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72(2), 435-448.

Grusec, J. E., Davidoff, V. E., & Lundell, L. (2002). Prosocial and helping behaviour. I P. K. Smith & C. H. Hart (Red.), *Handbook of Child Social Development* (s. 457-474). Malden, MA: Blackwell Publishing.

Harkness, S., Super, C. M., & Tijen, N. V. (2000). Individualism and the “Western Mind” reconsidered: American and dutch parents' ethnotheories of the child. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2000(87), 23-39.

Hastings, P. D., Utendale, W. T., & Sullivan, C. (2007). The Socialization of Prosocial Development. I J. E. Grusec & P. D. Hastings (Red.), *Handbook of Socialization: Theory and Research* (s. 638-664). New York: Guilford Publications.

Heiervang, E., Goodman, A., & Goodman, R. (2008). The Nordic advantage in child mental health: separating health differences from reporting style in a cross-cultural comparison of psychopathology. *J Child Psychol Psychiatry*, 49(6), 678-685.

Henderlong, J., & Lepper, M. R. (2002). The effects of praise on children's intrinsic motivation: a review and synthesis. *Psychol Bull*, 128(5), 774-795.

Hofstede, G. (2015). *Culture Compass*. Hentet 28.04, 2015 fra <http://geert-hofstede.com/countries.html>

Huntsinger, C. S., & Jose, P. E. (2009). Relations among parental acceptance and control and children's social adjustment in Chinese American and European American families. *Journal of Family Psychology*, 23(3), 321-330.

Hundeide, K. (2003). *Barns livsverden: Sosiokulturelle rammer for barns utvikling*. Oslo: Cappelen Akademisk.

Junefelt, K., & Tulviste, T. (1997). Regulation and Praise in American, Estonian, and Swedish Mother-Child Interaction. *Mind, Culture, and Activity*, 4(1), 24-33.

Kagitcibasi, C. (2005). Autonomy and Relatedness in Cultural Context: Implications for Self and Family. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 36(4), 403-422.

Keller, H., Lamm, B., Abels, M., Yovsi, R., Borke, J., Jensen, H., . . . Chaudhary, N. (2006). Cultural Models, Socialization Goals, and Parenting Ethnotheories: A Multicultural Analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 37(2), 155-172.

Kenny, D. (2014). *Measuring Model Fit*. Hentet 07.05, 2015 fra <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>.

Kim, H.-Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52-54.

Kinlaw, C. R., Kurtz-Costes, B., & Goldman-Fraser, J. (2001). Mothers' achievement beliefs and behaviors and their children's school readiness: A cultural comparison. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 22(5), 493-506.

Kvelling, Ø. (2008). Sentral begreper i sosialiseringsteorier. I Ø. Kvelling (Red.), *Oppvekst: Om barns og unges utvikling og oppvekstmiljø* (s. 43-65). Oslo: Gyldendal Akademisk.

- Lee, K., Cameron, C. A., Xu, F., Fu, G., & Board, J. (1997). Chinese and Canadian Children's Evaluations of Lying and Truth Telling: Similarities and Differences in the Context of Pro- and Antisocial Behaviors. *Child Development*, 68(5), 924-934.
- Li, J., Yamamoto, Y., Luo, L., Batchelor, A. K., & Bresnahan, R. M. (2010). Why attend school? Chinese immigrant and European American preschoolers' views and outcomes. *Developmental Psychology*, 46(6), 1637-1650.
- Lieber, E., Fung, H., & Leung, P. W.-L. (2006). Chinese child-rearing beliefs: Key dimensions and contributions to the development of culture-appropriate assessment. *Asian Journal of Social Psychology*, 9(2), 140-147.
- Liu, J., Cheng, H., & Leung, P. W. (2011). The application of the preschool Child Behavior Checklist and the caregiver-teacher report form to Mainland Chinese children: syndrome structure, gender differences, country effects, and inter-informant agreement. *J Abnorm Child Psychol*, 39(2), 251-264.
- Luo, R., Tamis-LeMonda, C. S., & Song, L. (2013). Chinese parents' goals and practices in early childhood. *Early Childhood Research Quarterly*, 28(4), 843-857.
- Luo, Y.-H., Snow, C. E., & Chang, C.-J. (2011). Mother-child talk during joint book reading in low-income American and Taiwanese families. *First Language*, 1-18, doi: 10.1177/0142723711422631.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98(2), 224-253.
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 112-131.
- Miller, P. J., Wang, S.-h., Sandel, T., & Cho, G. E. (2002). Self-Esteem as Folk Theory: A Comparison of European American and Taiwanese Mothers' Beliefs. *Parenting*, 2(3), 209-239.
- Mullen, M. K., & Yi, S. (1995). The cultural context of talk about the past: Implications for the development of autobiographical memory. *Cognitive Development*, 10(3), 407-419.

Nafstad, E., Blakar, R. M., & Rand-Henriksen, K. (2009). Individualisme og felleskapsverdier i dagens norske samfunn. I E. Nafstad & R. M. Blakar (Red.), *Fellesskap og individualisme* (s. 149-161). Oslo: Gyldendal Akademisk.

Ng, F. F.-Y., Pomerantz, E. M., & Deng, C. (2014). Why Are Chinese Mothers More Controlling Than American Mothers? "My Child Is My Report Card". *Child Development*, 85(1), 355-369.

Ng, F. F.-Y., Pomerantz, E. M., & Lam, S.-f. (2007). European American and Chinese parents' responses to children's success and failure: Implications for children's responses. *Developmental Psychology*, 43(5), 1239-1255.

Ni, Y. J., Chiu, N. M., & Cheng, J. Z. (2010). Chinese children learning mathematics: From home to school. I M. H. Bond (Red.), *The Oxford handbook of Chinese psychology* (s. 143-154). Oxford, United Kingdom: Oxford University Press.

Næverdahl, C. (2014). Økonomi og næringsliv i Kina. *Store Norske Leksikon*. Hentet 07.04, 2015 fra [https://snl.no/%C3%98konomi\\_og\\_n%C3%A6ringsliv\\_i\\_Kina](https://snl.no/%C3%98konomi_og_n%C3%A6ringsliv_i_Kina)

Osborne, J. W., & Overbay, J. (2004). The power of outliers (and why researchers should ALWAYS check for them). Hentet 28.04, 2015 fra <http://pareonline.net/getvn.asp?v=9&n=6>.

Porter, C. L., Hart, C. H., Yang, C., Robinson, C. C., Olsen, S. F., Zeng, Q., . . . Jin, S. (2005). A comparative study of child temperament and parenting in Beijing, China and the western United States. *International Journal of Behavioral Development*, 29(6), 541-551.

Rao, N., & Stewart, S. M. (1999). Cultural Influences on Sharer and Recipient Behavior: Sharing in Chinese and Indian Preschool Children. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 30(2), 219-241.

Richter, J., Sagatun, A., Heyerdahl, S., Oppedal, B., & Roysamb, E. (2011). The Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) - self-report. An analysis of its structure in a multiethnic urban adolescent sample. *J Child Psychol Psychiatry*, 52(9), 1002-1011.

Rochat, P., Dias, M. D. G., Guo Liping, Broesch, T., Passos-Ferreira, C., Winning, A., & Berg, B. (2009). Fairness in Distributive Justice by 3- and 5-Year-Olds Across Seven Cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 40(3), 416-442.

Russel, A. (2011). Parent–Child Relationships and Influences. I P. K. Smith & C. H. Hart (Red.), *The Wiley-Blackwell Handbook of Childhood Social Development* (s. 337-355). West Sussex, UK: Blackwell Publishing Ltd.

Sabbagh, M. A., Xu, F., Carlson, S. M., Moses, L. J., & Lee, K. (2006). The development of executive functioning and theory of mind. A comparison of Chinese and U.S. preschoolers. *Psychol Science*, 17(1), 74-81.

Sameroff, A. J. (2009). The Transactional Model. I A. J. Sameroff (Red.), *The transactional model of development: How children and contexts shape each other* (s. 3-21). Washington DC: American Psychological Association.

Sanson, A., Hemphill, S. A., Yagmurlu, B., & McClowry, S. (2011). Temperament and Social Development. I P. K. Smith & C. H. Hart (Red.), *The Wiley-Blackwell Handbook of Childhood Social Development* (s. 227-246). West-Sussex, U.K: Blackwell Publishing Ltd.

Seifer, R. (2002). What do we learn from parent reports of their children's behavior?: Commentary on Vaughn et al.'s critique of early temperament assessments. *Infant Behavior and Development*, 25(1), 117-120.

Seifer, R., Sameroff, A., Dickstein, S., Schiller, M., & Hayden, L. C. (2004). Your own children are special: clues to the sources of reporting bias in temperament assessments. *Infant Behavior and Development*, 27(3), 323-341.

Sherr, L., Skar, A.-M. S., Clucas, C., Tetzchner, S. v., & Hundeide, K. (2013). Evaluation of the International Child Development Programme (ICDP) as a community-wide parenting programme. *European Journal of Developmental Psychology*, 11(1), 1-17.

Skar, A.-M. S., Sherr, L., Clucas, C., & von Tetzchner, S. (2014). Evaluation of Follow-Up Effects of the International Child Development Programme on Caregivers in Mozambique. *Infants & Young Children*, 27(2), 120-135.

Stewart, S. M., & McBride-Chang, C. (2000). Influences on Children's Sharing in a Multicultural Setting. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 31(3), 333-348.

Tobin, J., Hsueh, Y., & Karasawa, M. (2009). *Preschool in Three Cultures Revisited: China, Japan and the United States*. Chicago: The University Of Chicago Press.

- Triandis, H. C. (1993). Collectivism and Individualism as Cultural Syndromes. *Cross-Cultural Research*, 27(3-4), 155-180.
- Tulviste, T., Mizera, L., De Geer, B., & Tryggvason, M. T. (2007). Child-rearing goals of Estonian, Finnish, and Swedish mothers. *Scand J Psychol*, 48(6), 487-497.
- Ullman, J. B. (2006). Structural equation modeling: reviewing the basics and moving forward. *J Pers Assess*, 87(1), 35-50.
- Van de Vivjer, F. J. R., & Leung, K. (2011). Equivalence and bias: a review of concepts, models, and data analytic procedures. I D. Matsumoto & F. J. R. van de Vivjer (Red.), *Cross-Cultural Research Methods in Psychology* (s. 17-45). New York: Cambridge University Press.
- Wang, M., & Zhao, J. (2015). Anxiety disorder symptoms in Chinese preschool children. *Child Psychiatry Hum Dev*, 46(1), 158-166.
- Wang, Q. (2001). "Did you have fun?": American and Chinese mother-child conversations about shared emotional experiences. *Cognitive Development*, 16(2), 693-715.
- Wang, Q. (2013). Chinese socialization and emotion talk between mothers and children in native and immigrant Chinese families. *Asian American Journal of Psychology*, 4(3), 185-192.
- Wang, Q., & Fivush, R. (2005). Mother-Child Conversations of Emotionally Salient Events: Exploring the Functions of Emotional Reminiscing in European-American and Chinese Families. *Social Development*, 14(3), 473-495.
- Wang, Q., Leichtman, M. D., & Davies, K. I. (2000). Sharing memories and telling stories: American and Chinese mothers and their 3-year-olds. *Memory*, 8(3), 159-177.
- Wang, S., & Tamis-LeMonda, C. S. (2003). Do Child-Rearing Values in Taiwan and the United States Reflect Cultural Values of Collectivism and Individualism? *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34(6), 629-642.
- Wang, Y. Z., Wiley, A. R., & Chiu, C.-Y. (2008). Independence-supportive praise versus interdependence-promoting praise. *International Journal of Behavioral Development*, 32(1), 13-20.

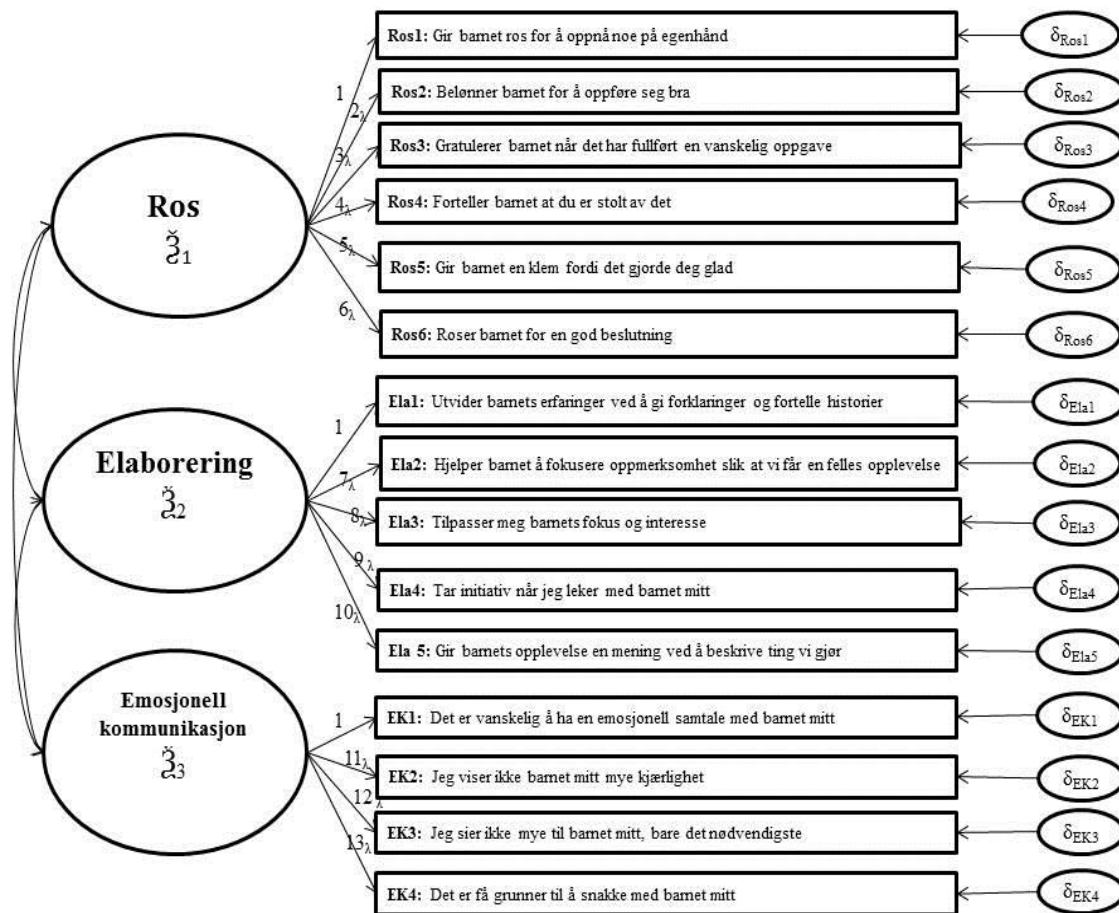
- Way, N., Okazaki, S., Zhao, J., Kim, J. J., Chen, X., Yoshikawa, H., . . . Deng, H. (2013). Social and emotional parenting: Mothering in a changing Chinese society. *Asian American Journal of Psychology*, 4(1), 61-70.
- Weine, A., Phillips, J., & Achenbach, T. (1995). Behavioral and emotional problems among Chinese and American children: Parent and teacher reports for ages 6 to 13. *J Abnorm Child Psychol*, 23(5), 619-639.
- World Values Survey (2007). *World Values Survey Wave 5: 2005-2009*. Hentet 28.04, 2015, fra <http://www.worldvaluessurvey.org/WVSONline.jsp>
- Wu, C. C., & Honig, A. S. (2008). Taiwanese mothers' beliefs about reading aloud with preschoolers: findings from the parent reading belief inventory. *Early Child Development and Care*, 180(5), 647-669.
- Wu, P., Robinson, C. C., Yang, C., Hart, C. H., Olsen, S. F., Porter, C. L., . . . Wu, X. (2002). Similarities and differences in mothers' parenting of preschoolers in China and the United States. *International Journal of Behavioral Development*, 26(6), 481-491.
- Yao, S., Zhang, C., Zhu, X., Jing, X., McWhinnie, C. M., & Abela, J. R. Z. (2009). Measuring Adolescent Psychopathology: Psychometric Properties of the Self-Report Strengths and Difficulties Questionnaire in a Sample of Chinese Adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 45(1), 55-62.
- Zhou, Q., Lengua, L. J., & Wang, Y. (2009). The relations of temperament reactivity and effortful control to children's adjustment problems in China and the United States. *Dev Psychol*, 45(3), 724-739.



# Vedlegg

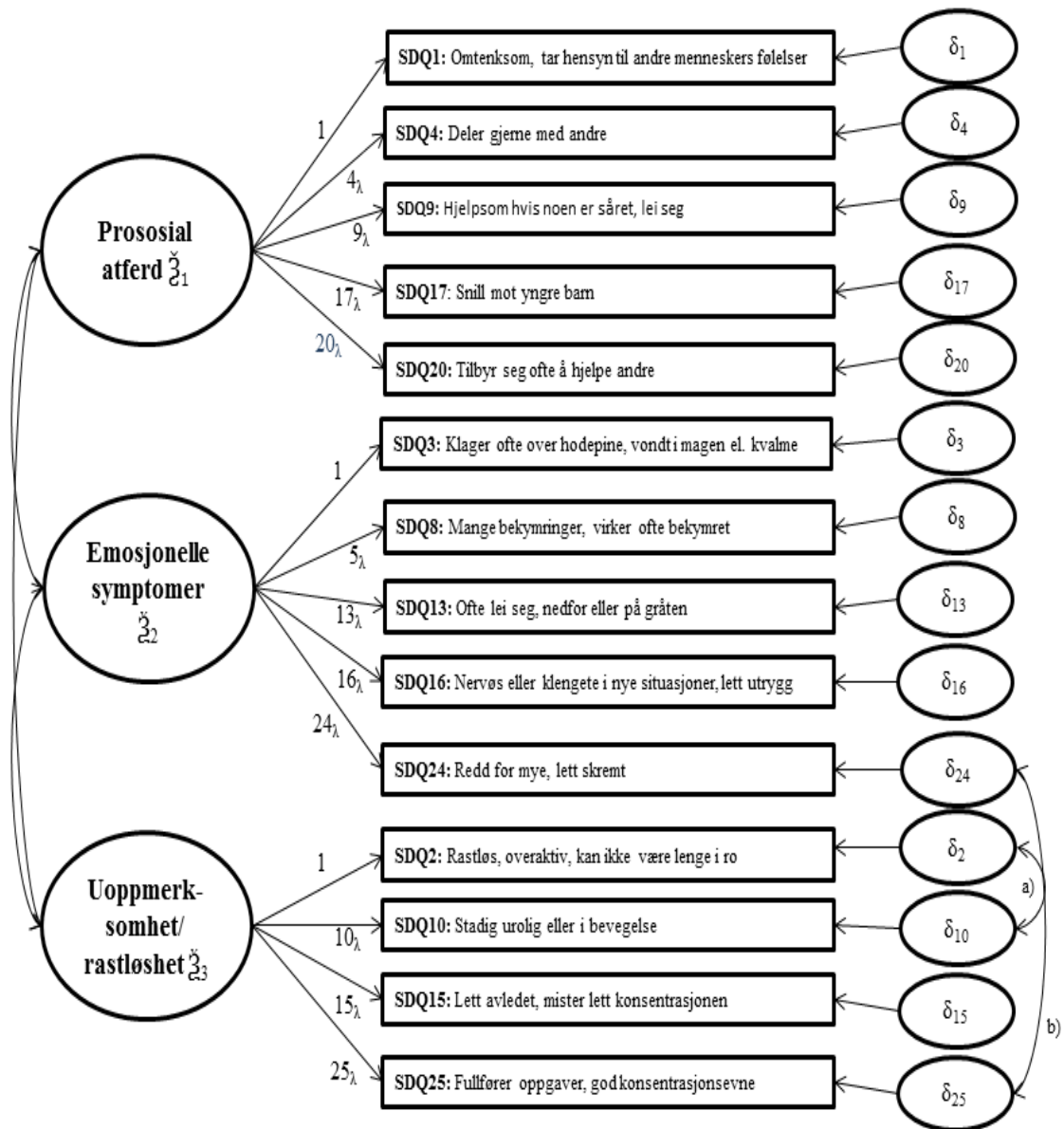
## Vedlegg A: Målemodeller

Figur 1: Målemodell for foreldrepraksisene



Uobserverbare variabler er fremstilt med sirkler, mens observerbare variabler er representert med rektangler. Første indikatorer for hver faktor er satt som referansevariabel med faktorladning ( $\lambda$ ) = 1. Resterende faktorladninger ble fritt estimert. Toveispiler mellom de latente faktorene viser at faktorene får samvarierte. Enveispiler fra residualene ( $\delta$ ) til hver enkelt indikator viser at målingsfeil påvirker indikatoren, men ikke det latente gjennomsnittet; målingsfeil er fjernet fra det latente gjennomsnittet. I tillegg til faktorladninger, estimeres residualer, faktorvarians, intercepts og faktorkorrelasjoner fritt. Totalt 48 parameterverdier blir estimert i baselinemodellen.

**Figur 2: Målemodell for sosioemosjonell atferd**



Uobserverbare variabler er fremstilt med sirkler, mens observerbare variabler er representert med rektangler. Første indikatorer for hver faktor er satt som referansevariabel med faktorladning ( $\lambda$ ) = 1. Øvrige faktorladninger estimeres fritt. Toveispiler mellom de latente faktorene viser at faktorene får samvarierte. Enveispiler fra residualene ( $\delta$ ) til hver enkelt indikator viser at målingsfeil påvirker indikatoren. Toveispil fra (a) SDQ2 til SDQ10 viser til at residualene for disse indikatorene i *det norske utvalget* fikk samvarierte. Det er plausibelt å anta at målefeil for SDQ2 og SDQ10 ikke er uavhengige. Toveispil fra b) SDQ25 til SDQ24 viser til at residualene for disse indikatorene i *det kinesiske utvalget* fikk samvarierte, som også virker meningsfullt. Totalt blir 46 parametre estimert.

## Vedlegg B: Univariat normalitet

**Tabell I: Univariat normalitet foreldrepraksiser Norge**

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Skjevhet</i>	<i>SE</i>	<i>Kurtose</i>	<i>SE</i>
Ros1	3,33	0,572	-0,163	0,14	-0,651	0,279
Ros2	2,35	0,815	0,075	0,14	-0,5	0,279
Ros3	2,62	0,73	-0,185	0,14	-0,196	0,279
Ros4	2,73	0,824	-0,249	0,14	-0,427	0,279
Ros5	3,43	0,673	-0,968	0,14	0,564	0,279
Ros6	2,59	0,792	-0,21	0,14	-0,341	0,279
Ela1	4,49	0,814	-0,465	0,14	0,785	0,279
Ela2	4,54	0,727	-0,104	0,14	0,615	0,279
Ela3	4,73	0,738	-0,874	0,14	3,659	0,279
Ela4	4,26	0,773	-0,441	0,14	1,831	0,279
Ela5	4,81	0,802	-0,931	0,14	2,81	0,279
EK1	1,79	1,158	1,374	0,14	0,647	0,279
EK2	1,22	0,735	4,078	0,14	17,034	0,279
EK3	1,21	0,659	3,774	0,14	15,065	0,279
EK4	1,17	0,567	4,247	0,14	20,133	0,279
EK5	1,83	1,093	1,039	0,14	-0,051	0,279
EK6	2,62	1,014	0,385	0,14	-0,631	0,279
EK7	2,16	0,971	0,862	0,14	0,363	0,279
EK8	1,11	0,475	5,732	0,14	38,017	0,279

**Tabell II: Univariat normalitet foreldrepraksiser Kina**

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Skjevhet</i>	<i>SE</i>	<i>Kurtose</i>	<i>SE</i>
Ros1	2,99	0,726	-0,035	0,136	-0,964	0,271
Ros2	2,85	0,784	-0,114	0,136	-0,627	0,271
Ros3	2,68	0,766	0,106	0,136	-0,57	0,271
Ros4	2,42	0,854	0,136	0,136	-0,602	0,271
Ros5	2,88	0,82	-0,299	0,136	-0,518	0,271
Ros6	2,82	0,742	-0,07	0,136	-0,505	0,271
Ela1	4,4	1,088	-0,874	0,136	0,191	0,271
Ela2	4,4	1,008	-0,883	0,136	0,29	0,271
Ela3	4,27	1,041	-0,969	0,136	0,416	0,271
Ela4	4,1	1,107	-0,694	0,136	0,083	0,271
Ela5	4,1	1,159	-0,76	0,136	0,034	0,271
EK1	1,81	1,152	1,42	0,136	0,89	0,271
EK2	1,72	1,083	1,466	0,136	0,95	0,271
EK3	1,44	0,909	2,339	0,136	4,77	0,271
EK4	1,61	1,021	1,861	0,136	2,703	0,271
EK5	4,29	0,971	-1,526	0,136	1,782	0,271
EK6	2,48	1,135	0,518	0,136	-0,994	0,271
EK7	2,13	1,141	0,961	0,136	-0,107	0,271
EK8	1,41	0,801	2,399	0,136	5,915	0,271

**Tabell III: Univariat normalitet sosioemosjonell atferd Norge**

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Skjevhet</i>	<i>SE</i>	<i>Kurtose</i>	<i>SE</i>
<i>Prososial atferd</i>						
SDQ1	1,59	,553	-,970	,140	-,057	,279
SDQ4	1,41	,573	-,318	,140	-,773	,279
SDQ9	1,61	,564	-1,130	,140	,286	,279
SDQ17	1,76	,484	-1,917	,140	2,908	,279
SDQ20	1,28	,641	-,336	,140	-,682	,279
<i>Emosjonelle symptomer</i>						
SDQ3	,15	,408	2,823	,140	7,675	,279
SDQ8	,15	,389	2,660	,140	6,745	,279
SDQ13	,19	,467	2,537	,140	5,814	,279
SDQ16	,59	,624	,571	,140	-,598	,279
SDQ24	,35	,589	1,480	,140	1,145	,279
<i>Uoppmerksomhet/rastløshet</i>						
SDQ2	,45	,622	1,067	,140	,075	,279
SDQ10	,52	,634	,832	,140	-,334	,279
SDQ15	,56	,657	,762	,140	-,489	,279
SDQ21	,85	,610	,095	,140	-,406	,279
SDQ25	,75	,633	,266	,140	-,651	,279

**Tabell IV: Univariat normalitet sosioemosjonell atferd Kina**

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Skjevhet</i>	<i>SE</i>	<i>Kurtose</i>	<i>SE</i>
<i>Prososial atferd</i>						
SDQ1	1,30	,510	,298	,136	-,708	,271
SDQ4	1,41	,592	-,437	,136	-,690	,271
SDQ9	1,41	,605	-,479	,136	-,643	,271
SDQ17	1,54	,590	-,905	,136	-,169	,271
SDQ20	1,45	,574	-,445	,136	-,746	,271
<i>Emosjonelle symptomer</i>						
SDQ3	,21	,499	2,317	,136	4,571	,271
SDQ8	,28	,520	1,689	,136	1,994	,271
SDQ13	,25	,505	1,939	,136	2,958	,271
SDQ16	,80	,670	,250	,136	-,799	,271
SDQ24	,23	,491	2,024	,136	3,355	,271
<i>Uoppmerksomhet/rastløshet</i>						
SDQ2	,95	,692	,062	,136	-,903	,271
SDQ10	,44	,620	1,085	,136	,117	,271
SDQ15	,78	,669	,291	,136	-,794	,271
SDQ21	1,43	,657	-,730	,136	-,528	,271
SDQ25	1,33	,703	-,559	,136	-,841	,271

## Vedlegg C: Eksplorerende faktoranalyse

**Tabell V: EFA foreldrepraksiser**

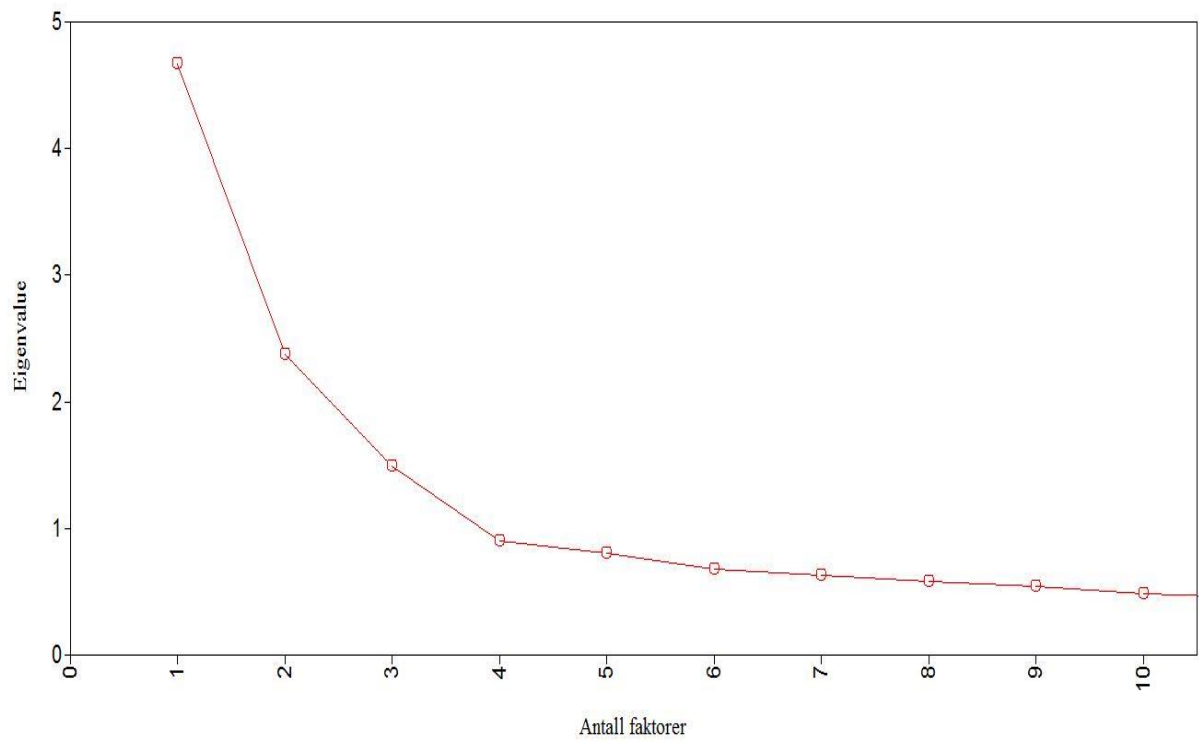
	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
Ros1	.58/.74	.14/.29	.18/.20
Ros2	.55/.76	.25/.24	.11/.05
Ros3	.66/.78	.27/.28	.15/.13
Ros4	.63/.65	.26/.25	.13/.02
Ros5	.46/.70	.18/.34	.39/.27
Ros6	.69/.75	.35/.31	.17/.08
Ela1	.14/.24	.69/.69	.23/-.35
Ela2	.09/.30	.60/.80	.19/.35
Ela3	.13/.19	.52/.65	.24/.27
Ela4	.11/.15	.38/.45	.09/.09
Ela5	.12/.29	.62/.63	.37/.22
EK1	.09/.11	.24/.15	.44/.34
EK2	.11/.11	.20/.30	.54/.70
EK3	.15/.07	.24/.33	.69/.72
EK4	-.09/.07	.15/.37	.45/.59
EK5 <sup>a)</sup>	.03/-.06	.03/.07	.47/-.11
EK6 <sup>b)</sup>	.02/.14	.30/.23	.17/.17
EK7 <sup>c)</sup>	.16/.10	.34/.20	.18/.24
EK8 <sup>d)</sup>	.09/.11	.23/.18	.15/.40

Faktorladninger for det norske utvalget er *før* skråstreket.

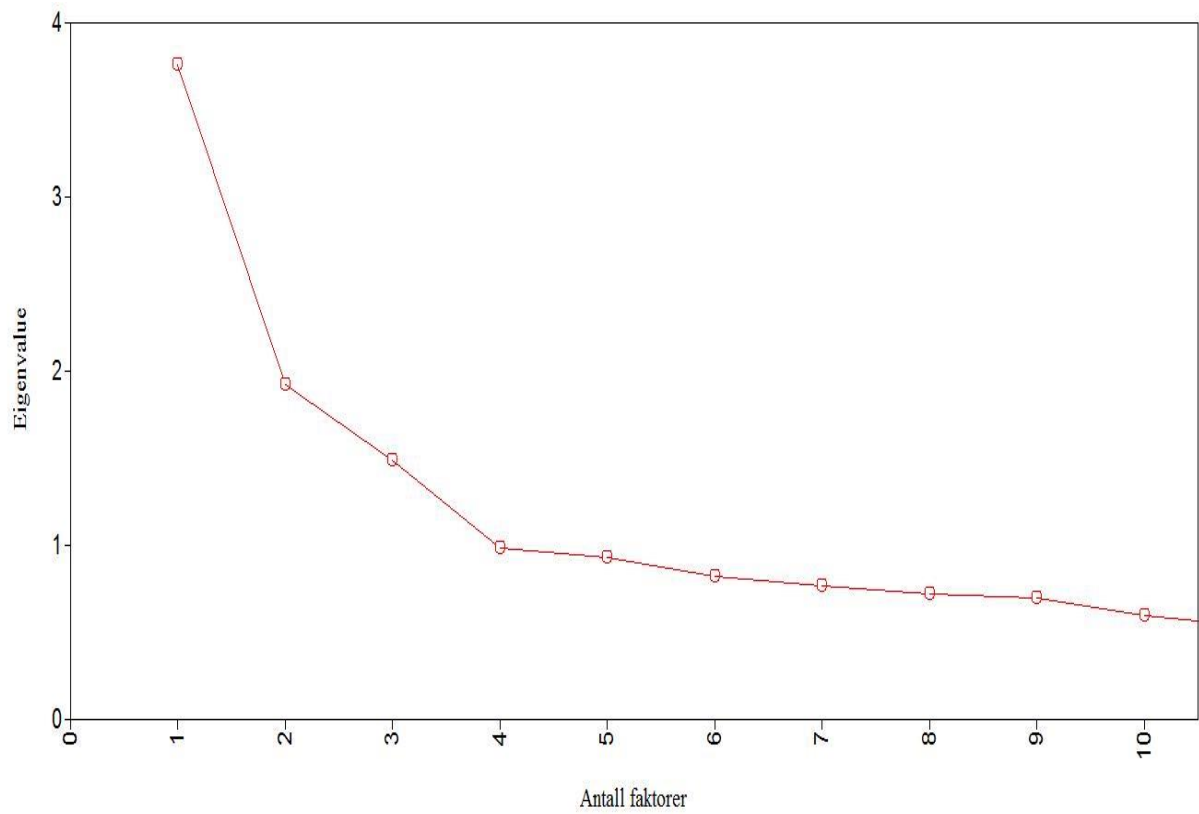
- a) Jeg sier til barnet mitt at det skal være tøft når det gråter.
- b) Jeg kan takle at barnet mitt blir urolig.
- c) Selv om jeg blir sint lytter jeg til det barnet mitt sier.
- d) Når barnet mitt er lei seg, trøster jeg han henne.

Tabell V viser gjennomgående at indikatorene lader høyest på sine intenderte faktorer, men samtidig er det flere kryssladninger. Dette vises for indikatorene til *Ros* (faktor 1) og *Emosjonell kommunikasjon* (faktor 3) som lader på *Elaborering* (faktor 2). Likevel indikerer tilpasningsstatistikkene og screeplots (se Figur 3 & Figur 4) at faktorene måler distinkte konstrukter. EK6-EK8 har ikke signifikant faktorladning ( $r > .30$ ) på *Emosjonell kommunikasjon* (faktor 3) i det norske utvalget, mens dette er tilfellet for EK5-EK7 i det kinesiske utvalget. Følgelig ble disse indikatorene fjernet fra målemodellen, noe som medførte at ”emosjonelle” aspekter ved kommunikasjonen ble tatt bort.

**Figur 3: Screeplot Kina**



**Figur 4: Screeplot Norge**



## Vedlegg D: Observerte skårer

**Tabell VI: Gjennomsnittsforskjeller i observerte skårer for foreldrepraksisene**

	Norge ( <i>SD</i> )	Kina ( <i>SD</i> )	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>df</i>
Ros	17.06 (3.07)	16.65 (3.67)	1.51	.13	626
Elaborering	26.12 (2.90)	24.91 (4.20)	4.14	.00	626
Emosjonell kommunikasjon	5.42 (2.11)	6.56 (2.96)	5.57	.00	626

*Avg.* = gjennomsnitt; *SD* = standardavvik; *df* = frihetsgrader

**Tabell VII: Gjennomsnittsforskjeller i observerte skårer for sosioemosjonell atferd**

	Norge ( <i>SD</i> )	Kina ( <i>SD</i> )	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>df</i>
Prososialitet	7.64 (1,98)	7.11 (1,85)	3.47	.00	626
Emosjonelle symptomer	1.42 (1,57)	1.78 (1,62)	-2.81	.00	626
Uoppmerksomhet/rastløshet	2.26 (1,87)	3.50 (1,80)	-8.44	.00	626

*Avg.* = gjennomsnitt; *SD* = standardavvik; *df* = frihetsgrader

## Vedlegg E: Effektstørrelser

**Tabell VIII: Effektstørrelse denne oppgaven versus Du et al., (2008).**

	Denne oppgaven			Du et al. (2008)		
	Norge ( <i>SD</i> )	Kina ( <i>SD</i> )	<i>d<sub>Cohen</sub></i>	Storbritannia <sup>a),c)</sup> ( <i>SD</i> )	Kina <sup>b),c)</sup> ( <i>SD</i> )	<i>d<sub>Cohen</sub></i>
Prososialitet	7.64 (1.98)	7.11 (1.85)	.227	8.6 (1.6)	7.14 (1.98)	.869
Emosjonelle symptomer	1.42 (1.57)	1.78 (1.62)	.226	1.9 (2.0)	1.97 (1.83)	.096
Uoppmerksomhet/rastløshet	2.26 (1.87)	3.50 (1.80)	.676	3.5 (2.7)	4.22 (2.42)	.335

a) *N* = 5885

b) *N* = 1965

c) Alder = 5-10 år

Effektstørrelser for denne oppgaven (Norge versus Kina) sammenliknet med effektstørrelser fra Du et al. (2008) sin studie med et kinesisk utvalg versus det britiske normutvalget. Større forskjell i *Emosjonelle symptomer* i denne oppgaven versus Du et al. (2008), som sammenfaller med Heiervang et al. (2008) normaliseringstendens hos norske foreldre.